Serge Allegrezza, Armande Frising, Antoine Haag,
Jean Langers, Liliane Reichmann et Marco Schockmel

Contributions CEPS/INSTEAD: Blandine Lejealle et Fred Berger

Préface: Mme Marie-Josée Jacobs,
Ministre de la Famille et de l'Intégration, Ministre de l'Egalité des chances

Nº 105

cahier économique

égalité hommes-femmes, mythe ou réalité?

SAVOIR POUR AGIR



Service central de la statistique
et des études économiques

13, rue Erasme
B.P. 304
L - 2013 Luxembourg

Téléphone 247 - 84219
Fax 46 42 89
E-mail: info@statec.etat.lu
Internet: www.statec.lu

Décembre 2007
ISBN 978 - 2 - 87988 - 074 - 7

Impression: Service Central des Imprimés
et des Fournitures de bureau de l'Etat

Table des matières

Préface

L'égalité des femmes et des hommes dans l'emploi: réalité ou mythe?

Lors de la conférence du 24 mars 2007 intitulée « L'égalité des femmes et des hommes dans l'emploi : réalité ou mythe ? » le directeur du STATEC, Monsieur Serge Allegrezza, a fait un exposé sur la situation des femmes et des hommes sur le marché de l'emploi. Sa conclusion était que les femmes sont discriminées sur le marché de l'emploi. Ce n'est donc pas un mythe, mais une réalité.

La présente étude réalisée par le STATEC analyse en profondeur cette réalité discriminatoire qui persiste malgré une législation sur l'égalité de traitement et de rémunération dans le domaine du travail et de l'emploi.

La présente étude, tout comme l'analyse des conventions collectives réalisée pour le compte du ministère de l'Egalité des chances par Madame Viviane Ecker, docteure en droit, ainsi que l'étude « Les femmes et le marché de l'emploi » réalisée par Madame Blandine Lejealle, chercheuse au CEPS, confirment la nécessité du programme « actions positives dans les entreprises du secteur privé » que le ministère mène depuis quelques années.

Je suis fort heureuse de pouvoir compter sur la collaboration du STATEC en matière de promotion de l'égalité des femmes et des hommes dans le domaine du travail et de l'emploi. J'espère que cette étude sera reconduite après 4 à 5 ans pour voir si les efforts engagés en matière d'égalité des femmes et des hommes ont porté leurs fruits.

Marie-Josée Jacobs
Ministre de l'Egalité des chances

Résumé partie I: Situation globale sur le marché du travail

Dans une première partie, le rapport éclaire les différents aspects de la situation des femmes sur le marché du travail en utilisant essentiellement les données de l'Enquête sur les Forces de Travail de 2006.

L'engagement des femmes dans la vie professionnelle est généralement moins développé que celui des hommes. Ce n'est que dans les générations plus jeunes que ces écarts tendent à disparaître. On constate encore que le taux d'emploi global entre 15 et 64 ans, rapportant celles ayant un emploi à l'ensemble du groupe d'âges, n'a cessé de progresser depuis une vingtaine d'années. Une ventilation des taux d'emploi par classe d'âges et nationalité montre que ces taux sont plus élevés chez les étrangères avant 25 ans. Entre 25 et 40 ans les autochtones affichent des taux plus élevés, situation qui s'inverse à nouveau au-delà de la quarantaine. Dans la comparaison européenne, le Luxembourg se classe cependant toujours dans le dernier tiers. Il se confirme, par ailleurs, que, pour les femmes, la présence d'enfants à charge dans le ménage ainsi que des niveaux d'éducation peu élevés sont des facteurs freinant l'exercice d'une profession.

Les chiffres du chômage sont également en défaveur des femmes, les taux en question se situant, de façon générale, au-dessus de ceux des hommes. Parmi les 25 à 54 ans présents sur le marché du travail, le risque de se retrouver au chômage est, toutes choses égales par ailleurs (âge, nationalité, âge à l'immigration et niveau d'instruction), deux fois plus élevé pour les femmes que pour les hommes. Aussi bien chez les femmes que chez les hommes et quel que soit l'âge, les taux de chômage des étrangers sont plus du double de ceux des autochtones. Parmi les pays de l'UE, le Luxembourg figure en milieu de peloton en matière de chômage féminin.

Alors que plus d'un tiers des femmes en emploi travaillent à temps partiel, seuls quelque 3 % des hommes sont dans ce cas. A noter qu'au fur et à mesure qu'elles s'élèvent dans la hiérarchie professionnelle, la proportion de femmes occupées à temps plein augmente.

D'après les résultats de l'Enquête sur les Forces de Travail, le taux d'absentéisme pour cause de maladie enregistré chez les femmes est à peine supérieur à celui de leurs collègues masculins. De même, très peu de différences apparaissent concernant la permanence de l'emploi, les pourcentages afférents tournant autour de 6 % pour l'ensemble de la population salariée, 5.7% chez les hommes et 6.6% chez les femmes. Quant aux fonctions de supervision dans l'entreprise, leur fréquence varie du simple au double entre femmes et hommes. Il résulte des chiffres examinés que les femmes ne semblent pas désavantagées au niveau de la formation continue.

Quelques développements sont consacrés à la ségrégation dans les professions exercées qui peut être mesurée par une batterie d'indicateurs. Cette ségrégation existe et elle n'aurait pas diminué au cours des cinq dernières années. Dans ce domaine, le Luxembourg se placerait plutôt en position moyenne au sein de l'UE.

Bien qu'elle soulève quelques problèmes d'ordre méthodologique, l'analyse des personnes ayant un emploi en situation de pauvreté ('working poor') ne permettrait pas de conclure que les femmes soient plus touchées que les hommes.

Le second chapitre de la première partie est consacré à des développements économétriques basés essentiellement sur des régressions logistiques binaires portant sur la participation à la vie active, le chômage, les caractéristiques de l'emploi et la scolarisation. Il en résulte entre autre que les femmes ont moins tendance à s'inscrire à l'ADEM et que cette propension diminue avec le niveau d'instruction. On observe également qu'entre 18 et 22 ans, les jeunes femmes ont plus de chances d'être scolarisées que les hommes; ces chances étant plus élevées pour les étrangères que pour les Luxembourgeoises, à l'exception des Portugaises et des ressortissantes des nouveaux Etats membres.

Résumé partie II: Les inégalités de salaires et de genre

La deuxième partie de ce rapport explique les inégalités de salaires et de genre au travers de deux chapitres: un premier donnant des résultats descriptifs de l'écart salarial de genre et un second présentant des résultats issus d'analyses économétriques. Avec la présentation des distributions du salaire des hommes et des femmes le premier chapitre révèle d'emblée une position dans l'échelle des salaires défavorable aux femmes. Ces dernières sont 23% à gagner moins de 2 000 EUR/mois contre 10% des hommes. D'autre part, la proportion de femmes qui gagnent des salaires très élevés est plus faible que celle des hommes. Les salaires des hommes sont donc moins concentrés sur certaines classes de revenus que ceux des femmes. Ce chapitre parvient à chiffrer l'écart salarial brut mensuel moyen à 19.6%, provenant d'un salaire brut mensuel moyen des femmes de 3 168 EUR contre 3 939 EUR pour les hommes. L'analyse descriptive de l'origine de cet écart montre, d'une part, qu'il peut être expliqué par le type de profession exercée et, d'autre part, par le secteur d'activité ou la branche d'appartenance. La branche dans laquelle le salaire mensuel brut moyen est le plus élevé est celle des activités financières où un salarié gagne par exemple 2.3 fois plus que dans la branche hôtellerie et restauration. Ce constat s'accompagne d'un poids des gratifications et primes plus élevé dans la branche des activités financières que dans la branche hôtellerie et restauration quel que soit le genre. Ce chapitre passe alors en revue les quelques autres facteurs standards pouvant expliquer les écarts de salaires entre hommes et femmes comme le capital humain (avec l'âge, l'éducation ou la nationalité), les facteurs liés à l'entreprise (avec le mode d'emploi, l'ancienneté ou l'octroi de tâches de supervision de personnels) ou encore les facteurs géographiques (avec le lieu de résidence). Ces facteurs exercent des effets plus ou moins marqués sur le niveau de l'écart salarial, mais leurs croisements avec le genre permettent de structurer des typologies.

Le second chapitre de cette deuxième partie explore ces facteurs explicatifs avec l'objectif d'étudier leurs effets joints. La première approche est celle des équations de gains. Dans un premier temps, seule une équation comportant principalement les facteurs de capital humain est étudiée, ce qui permet d'expliquer 56% de la variance observée sur les salaires bruts. Un effet de genre est clairement mis en valeur. Dans un second temps, une analyse vient mettre en lumière un effet secteur. A côté d'un effet de genre on ajoute un classement des secteurs les plus rémunérateurs. On explique alors 65% de la variance observée sur les salaires bruts. Dans un troisième temps, les caractéristiques personnelles des salariés ont été rajoutées aux facteurs précédents. Le statut matrimonial de « marié(e) » apporte une rémunération plus élevée que celui de « divorcé(e) ». L'effet du genre est toujours marqué et s'élève à 16%. Enfin, dans un dernier temps, toutes les variables sont prises en compte ce qui aboutit à 74.3% d'explication de la variance observée sur les salaires bruts. En prenant l'intégralité de ces variables on observe que le fait d'être un homme augmente le salaire brut horaire de 15.7% par rapport au fait d'être une femme. La variable désignant la présence d'une convention collective dans l'entreprise fait l'objet d'un développement particulier. Les chances d'être couvert par une convention collective sont faibles mais plus importantes pour les hommes que pour les femmes. Une deuxième approche consiste à utiliser des régressions quantiles pour mesurer l'effet de certaines variables explicatives sur quelques points particuliers de la distribution des salaires. L'influence des facteurs explicatifs peut ne pas être la même sur tous les points de la distribution a contrario de ce que postulent d'autres méthodes d'analyses. On observe alors que le genre n'exerce pas d'influence constante sur la distribution des salaires. Le poids du genre semble davantage peser sur les quantiles faibles de la distribution des salaires que sur les quantiles élevés. Il en va de même pour l'éducation montrant que son effet est plus important sur les faibles salaires que sur les hauts salaires. Une troisième approche consiste à évaluer ce qui dans l'écart salarial hommes-femmes provient d'une différence de caractéristiques (capital humain ou autres) de ce qui provient d'une discrimination. Le modèle comprenant toutes les variables est celui qui montre la discrimination la plus faible (49%). Un classement de certains secteurs par ordre de discrimination est alors présenté. Enfin, une dernière approche (multi décomposition de l'indice de Gini), permet de comparer l'inégalité salariale qui résulte du chevauchement des courbes de distribution des salaires des hommes et des femmes. Cette dernière approche met en évidence l'ampleur des inégalités salariales dans le groupe des hommes, dans celui des femmes ainsi que dans les interactions entre hommes et femmes.

Le troisième chapitre de la deuxième partie de ce rapport analyse l'écart salarial hommes-femmes en 2005 sur les données de l'enquête PSELL3/EU-SILC. Cette enquête se différencie de l'enquête sur la structure des salaires (ESS) des chapitres 1 et 2 de cette deuxième partie du rapport dans la mesure où

elle recueille les données auprès de ménages et non plus au niveau des entreprises. Ce chapitre a l'avantage de couvrir l'année 2005 plus récente que la dernière année disponible de l'ESS (2002). La structure du PSELL3 qui interroge les femmes occupées ou non, a de ce fait également l'avantage de pouvoir se prêter à l'analyse de l'offre de travail des femmes en fonction de la composition et du revenu du ménage. Elle permet de corriger le « biais de sélection » dans les décompositions de l'écart de salaire du type OAXACA-RANSOM. L'auteur montre l'importance du biais de sélection qui augmente l'écart de salaire entre homme et femme.

Abstract Part I: Overall Labour Market Situation

The first part of the research paper shows an overview of women's situation in the labour market, using mainly data issued from the Labour Force Survey 2006.

Men are more implicated in professional life than women, but in younger generations this inequality tends to disappear. We observe that the overall employment rate, for the populations between 15 and 64 years, has increased over twenty years.

A breaking down of employment rates according to age and nationality shows that they are higher for foreign women of less than 25 years. The natives show the highest rates between 25 and 40 years, which decrease after that period. However, in the European rating, Luxembourg is always situated in the last third. Moreover, it is confirmed that women who have children and a low educational level are less likely to practise a profession.

The unemployment rate is higher for women than for men. From the population between 25 and 54 years (regardless of age, nationality, age at the time of immigration and instruction level) that risk is twice as high for women than for men. Furthermore, the rate for foreigners is more than twice as high as that of natives. As regards women unemployment, Luxembourg is situated in the middle among the European Union members.

On the labour market, women constitute a third of the employees working part time, whereas only 3% of men are in that case. One can also notice that, as women's professional level rises, the proportion of women working full time also grows.

According to the results obtained from the Labour Force Survey, the women absenteeism rate due to illness is slightly superior to that of men. Also, there are only few differences concerning the time they remain at a given job. The pertaining percentages are situated around 6% for all employees, specifically 5.7% for men and 6.6% for women. As regards the supervisory position in a company, the frequency varies between men and women. The figures also show that women are not disadvantaged as regards continuing education.

There are means to study segregation according to the profession practised. The results show that it has not decreased significantly over the last five years and that Luxembourg would be in a middle position within all EU members.

The analysis of the employees having the lowest incomes (working poor), does not demonstrate that women are more likely to be in that case than men, even if this reveals some methodological problems.

The second chapter of the first part explains the econometric developments, based mainly on binary logistic regressions about the active role in the labour market, unemployment, job's characteristics, and schooling level. The results demonstrate that women are less likely to register at the public employment agency and it diminishes with the schooling level. We also noticed that, between 18 and 22 years, women have more chances to complete a certain schooling level. Foreign women have better opportunities than Luxembourgish, except for Portuguese and new EU member citizens.

Abstract part II: Gender and Income Inequalities

The second part of this research paper explains the gender and income inequalities in two chapters: the first one describes the results on gender wage differentials and the second explains the results issued from the econometric analyses.

The first chapter on wage distribution between men and women reveals at once an unfavourable position on the wage scale for women. From the female group, 23% of them earn a salary of less than 2000 EUR per month, versus only 10% from the male group. Moreover, only a small proportion of women earn high incomes as compared to men. On certain kinds of revenues, men's wages are less concentrated than those of women.

Furthermore, this chapter explains the income inequality of 19.6%; this percentage results from the analysis the gross monthly income, which amounts to 3 168 EUR for women, versus 3 939 EUR for men. The descriptive analysis about the origin of this differential shows that it can be explained, on one hand, by the type of profession and, on the other hand, by the sector to which it belongs.

If we compare the financial sector with the sector "hotels and restaurants", the gross monthly average income is 2 to 3 times higher in the first case than in the second. It is also relevant that incentives or bonuses for the employees in the financial sector are higher than in the second one.

This chapter also analyses the other standard factors that could explain the wage differential between men and women, such as the human capital (age, nationality and level of education), the factors linked to the company (seniority, method of employment and the assignment of personnel supervision tasks) and also the geographical factors (place of residence). All these factors can influence in a greater or lesser degree the level of income inequality; crossing them with gender allows structuring the typologies.

The second chapter of this second part examines the explanatory factors to study their common effects. The first approach is the gain equation, where only those factors comprising human capital are studied, which explains 56% of the variance observed on the gross salaries. First, a gender effect is clearly emphasised. Second, the analysis reveals the effect of the sector variable. Besides a gender effect, there is a classification of the highest-paid sectors. Thus we explain the 65% of the variance observed in the gross wages. Third, the personal characteristics of the employees were added to the above mentioned factors. The « married » status is higher paid than the « divorced » one. The gender effect is always noticeable and it amounts to 16%. Fourth and last, all the variables are taken into account, which amounts to 74.3% of the variance observed on the gross wages. By considering all of the variables, we observe that, the sole fact of being a male employee increases the hourly gross wages to 15.7%. The effect of the gender variable concerning the chances of being covered by a collective wage agreement is weak, but men have better chances than women.

The second approach uses quantile regressions to measure the effect of some explanatory variables on certain points of the wage distribution, which influence, contrary to the results obtained from other methods, is not the same on all the quantiles. Therefore, we observe that the influence of the variables education and gender is not the same on all the points of the salary distribution: it is more pronounced on the first quantiles than on the last ones.

The third approach assesses how the differences in the characteristics (human capital, etc) and discrimination affect the total wage differentials between women and men. The model comprising all the variables shows a smaller discrimination percentage (49%). A classification of certain sectors according to its discrimination is presented.

Last, a fourth approach (the multi decomposition of the Gini index) compares the income inequalities resulting from the overlap of the salary distribution curves in male and female populations. This method brings to view the extension of these inequalities within male employees, within female employees and between both groups.

The third chapter of the second part of the research analyses the wage differentials between men and women in 2005, according to the data from the Luxembourgish sample group PSELL3/EU-SILC. This survey collects information on the households, contrary to the Structural Salary Survey (SSS) (comprised in the 1st and 2nd chapters of this second part), which collects information on the company level.

This chapter has the advantage of using data from 2005, which is more recent than the one used for the SSS (2002). The structure of the sample group PSELL3 collects information about women, whether they work or not. It has the advantage of analysing their job offers, according to household composition and income. This fact enables us to correct the « selection bias » in the OAXACA-RANSOM salary decompositions. The author emphasises the importance of the selection bias in increasing the wage differentials between men and women.

Introduction au premier rapport luxembourgeois sur l'économie du genre

Le présent rapport, publié dans la série «Cahiers économiques du Statec », est aussi une contribution à l' « Année européenne de l'égalité des chances pour tous ». Comme l'a fait remarquer à juste titre le Conseil économique et Social dans son avis annuel 2007[1], l'égalité des chances renvoie à un principe démocratique fondamental, celui de l'accès égal de chaque individu aux positions sociales sur la base exclusive de leurs talents et de leurs compétences, indépendamment de leur sexe, race, opinion, origine ou mode de vie…

Si certains estiment aujourd'hui, qu'en matière d'égalité hommes / femmes le gros du travail est fait, la réalité est toute autre.

En dépit de nombreuses actions politiques et législatives, nationales, européennes et internationales, accompagnées d'une participation croissante des femmes au marché du travail et des améliorations en termes de qualification des emplois occupés et de rémunération, les inégalités entre hommes et femmes persistent.

Les facteurs de discrimination à la défaveur des femmes s'opèrent à plusieurs niveaux et s'enchaînent au cours du cycle de vie. En début de chaine, il y a le choix de la filière d'enseignement, le choix du métier puis le choix de travailler (d'être inactive) et enfin le choix de la branche/entreprise, du poste de travail. En bout de chaîne, la résultante de la cascade de facteurs potentiellement discriminants, on observe l'écart de salaire entre hommes et femmes.

Cet écart brut varie de quelque 20% à 40% dans 11 pays membres étudiés[2]. Il s'explique en partie par des différences dans la durée de travail, dans les caractéristiques individuelles (expérience professionnelle, niveau d'éducation…) et dans les types d'emplois (secteur d'activité, taille d'entreprise…).

En comparant les écarts de salaires toutes choses égales par ailleurs, c'est-à-dire entre salarié(e)s ayant le même niveau d'enseignement, la même profession, une expérience professionnelle identique et travaillant la même durée, cet écart résiduel, non expliqué, varie de 10% à 20% dans ces mêmes pays[3].

Qu'elle est la situation des femmes sur le marché du travail luxembourgeois en 2006? Le Statec tente d'y répondre à travers le présent rapport[3] qui se décompose en 2 grandes parties, une première détaillant la situation globale des femmes sur le marché du travail et une seconde analysant l'écart salarial entre les deux sexes. Les deux parties se composent chacune d'un volet descriptif et d'un volet économétrique.

Le rapport est original à un double titre. D'abord parce qu'il mobilise trois bases de données communautaires complémentaires[4]et puis parce qu'il met en œuvre des méthodes économétriques inédites au Luxembourg.

Ces trois sources ont des avantages les unes par rapport aux autres, tel le traitement des frontaliers et la précision des salaires bruts (ESS), des informations très riches sur les revenus du ménage (EU-SILC) ou encore des détails socio-démographiques pour l'EFT. Ces enquêtes constituent d'excellents compléments aux statistiques administratives en l'occurrence celles de l'IGSS ou de l'ADEM.

[1] www.ces.etat.lu

[2] Cahiers économiques de Bruxelles, Gender wage gaps: A European perspective, R. Plasman, D Meulders, F. Ryck.

[3] Des extraits du présent rapport avaient déjà été présentés à l'occasion de la conférence organisée par le ministère de l'Égalité des chances le 24 avril 2007 intitulée « L'Égalité des femmes et des hommes dans l'emploi, réalité ou mythe? » en collaboration avec le ministère des Classes moyennes, du Tourisme et du Logement, le ministère de l'Economie et du Commerce extérieur, le ministère du Travail et de l'Emploi et le Service central de la statistique et des études économiques STATEC.

[4] Enquête sur la structure des salaires 2002 (ESS); Enquête sur les Forces de Travail 2006 (EFT) et EU Statistics on Income and Living Conditions / Panel Socio-économique Liewen zu Lëtzebuerg (EU-SILC / PSELL)

Le rapport utilise aussi des techniques statistiques et économétriques novatrices du moins dans le cas de la recherche empirique luxembourgeoise dans l'analyse des écarts de salaires entre hommes et femmes. Citons ici les méthodes de décomposition de type OAXACA-RANSOM en tenant compte du biais de sélection, la décomposition de l'indice de Gini selon le genre et les régressions quantiles considérant la distribution du salaire. Le « Premier rapport luxembourgeois sur l'économie du genre» du STATEC, auquel ont collaboré deux chercheurs du CEPS/INSTEAD, est l'étude la plus complète en matière d'analyse économique de la discrimination du genre au Grand-Duché et se propose d'ouvrir un axe de recherche sur l'économie du genre.

Il existe une panoplie d'outils qui n'ont pas encore été mis en œuvre au Luxembourg comme par exemple les méthodes d'appariement (« matching ») qui s'efforcent de rendre comparable un groupe d'hommes et de femmes. La modélisation des choix des métiers ou de la branche reste largement inexplorée. On commence seulement à se donner les moyens d'analyser les multiples arbitrages que doit opérer une femme – conjointe, employée et mère - dans son budget temps contraint par le cadre institutionnel, fiscal, social et culturel luxembourgeois.

Pistes de recherche

D'autres méthodes d'analyse des différences de salaires entre hommes et femmes existent. Songeons au « testing » de cas spécifiques construits pour mettre à l'épreuve les modes de recrutement des entreprises ou la méthode HAY évaluant des salaires pour des tâches comparables. Ces méthodes nécessitent un dispositif spécifique et des données particulières. Dans le même contexte, rappelons que la « recherche-action » initiée par le Ministère de l'Egalité des chances offre une piste inédite puisqu'elle devrait permettre d'explorer en profondeur – quantitativement et qualitativement- des inégalités de genre au sein d'entreprises particulières.

Il faut évoquer la problématique des entreprises ou des branches « féminisées » en ce qui concerne la performance économique ou l'inégalité d'emploi ou de salaire. Certaines questions comme la satisfaction au travail selon le genre du salarié n'ont pas encore attiré l'attention des chercheurs dans notre pays. Il faut espérer que ce travail puisse jeter les bases d'un projet de recherche en « économie du genre ».

Dr Serge Allegrezza

1. Généralités

1.1 Théorie économique et décompositions de la discrimination[1]

Le cadre théorique de l'analyse statistique des écarts de salaire entre les hommes et les femmes repose principalement sur la théorie du capital humain et les théories de la discrimination.

Suivant la théorie du capital humain, les différences de salaire reflètent les différences de productivité des individus, elles-mêmes résultant des différences de leurs investissements en capital humain (Becker, 1964). Ce cadre théorique prédit que les femmes, anticipant que leurs responsabilités familiales ne leur permettront pas d'offrir autant d'heures de travail que les hommes, investissent moins que les hommes dans leur formation (un fort investissement n'étant pas rentable); l'écart qui en résulte expliquerait ainsi l'inégalité des salaires (Mincer et Polachek, 1974). Par ailleurs, un niveau donné de capital humain ne procurera pas le même rendement quel que soit l'emploi occupé (Dickens et Katz, 1987).

Les théories de la discrimination visent à expliquer ce qui, dans l'écart des rémunérations, ne provient pas des différences de caractéristiques productives des travailleurs, mais de leur seule appartenance à un groupe. Selon Becker (1957), la discrimination résulte des préjugés à l'encontre de certains groupes. Occuper des membres de ces groupes implique un « coût psychologique », et, en conséquence, les employeurs vont chercher à attirer plutôt les membres des autres groupes en leur offrant des salaires plus élevés. Les employeurs non sujets à ces préjugés pouvant alors bénéficier d'une main-d'œuvre moins coûteuse, le libre jeu de la concurrence devrait aboutir à la faillite des entreprises qui discriminent. Toutefois, Arrow (1971) montre qu'un tel mécanisme régulateur ne joue pas lorsque la discrimination provient des préjugés des consommateurs ou des autres salariés. L'attribut sur lequel portent les préjugés devient un paramètre dont l'employeur rationnel doit tenir compte dans son calcul économique.

Arrow (1972) et Phelps (1972) proposent avec les théories de la discrimination statistique une deuxième ligne d'analyse qui explique la persistance de la discrimination salariale, fondée cette fois sur des imperfections d'information. Celle-ci peut provenir de difficultés d'observation de la qualité d'un candidat selon son groupe d'appartenance. A productivité moyenne égale, l'employeur prendra moins de risque en embauchant de préférence les salariés appartenant au groupe pour lequel l'information est plus précise (Aigner et Cain, 1977). De plus s'il est trop coûteux pour un employeur d'observer la productivité individuelle d'un candidat à un emploi, il lui est plus facile de supposer que tous les candidats ayant une même caractéristique démographique auront la même productivité. Par exemple, si l'employeur pense que les femmes quittent leur emploi après la naissance d'un enfant, il évitera d'embaucher des femmes sur des postes où les coûts de remplacement sont élevés; s'il croît que les femmes sont moins disponibles que les hommes, il préférera ces derniers pour certaines fonctions et les femmes auront plus de difficultés que les hommes à avoir des promotions (Lazear et Rosen, 1990). Cette prédiction peut être auto-réalisatrice: si les femmes occupent des emplois moins rémunérés, ou sont exclues de certaines fonctions, elles vont s'investir moins dans leur carrière. Becker (1985) avance ainsi qu'une discrimination salariale même limitée sur le marché du travail peut générer un partage inégal des tâches domestiques et des tâches marchandes au sein des ménages et déboucher sur une inégalité bien plus importante des revenus en défaveur des femmes que la discrimination initiale.

Les méthodes de décomposition de l'écart des salaires entre deux groupes de salariés reposent le plus souvent sur l'estimation de fonctions de gains et visent à identifier, dans l'écart des salaires estimés, ce qui résulte des différences de caractéristiques entre deux groupes – souvent dénommée « part expliquée » -, et ce qui provient du fait que les mêmes caractéristiques ne sont pas rémunérées de la même façon selon que les individus appartiennent à l'un ou l'autre de ces groupes – ou « part inexpliquée », interprétée par convention comme une mesure de la discrimination salariale.

L'estimation des équations de gains comporte une difficulté récurrente: on observe uniquement les salaires des individus en emploi, or si ceux-ci ne sont pas une sous-population aléatoire de la population pertinente, les estimateurs risquent d'être biaisés.

[1] Source: « L'écart des salaires entre les femmes et les hommes peut-il encore baisser? », Dominique Meurs et Sophie Ponteux, Insee, Economie et Statistique No 398-399,2006.

La solution standard consiste à corriger ce biais en ajoutant dans l'équation de gain un paramètre dérivé de la probabilité, évaluée séparément pour les femmes et pour les hommes, d'appartenir à la population des salariés. Cette correction se traduit par l'addition d'un terme de « sélectivité », que l'on peut isoler comme une composante distincte de l'écart des salaires.

Les méthodes de décomposition se basent toutes sur l'estimation d'équations de gains à la Mincer:

$$W_i = X_i \cdot \beta_i + u_i$$

où W_i correspond au logarithme du salaire de l'individu i, X_i est le vecteur de ses caractéristiques (les variables explicatives introduites dans la régression), β_i le vecteur de leurs coefficients estimés et u_i le résidu, de moyenne nulle et d'écart-type σ.

La méthode de décomposition d'Oaxaca-Blinder (1973) consiste à distinguer un premier terme représentant l'écart des différences des caractéristiques des hommes et des femmes valorisé par les rendements des hommes (c'est la part expliquée de l'écart), et un second terme qui correspond à la différence entre les rendements des caractéristiques pour les hommes et pour les femmes estimée aux caractéristiques moyennes des femmes (part non expliquée par les différences de caractéristiques). Elle s'écrit:

$$\overline{W}^M - \overline{W}^F = \hat{\beta}^M (\overline{X}^M - \overline{X}^F)' + \overline{X}'^F (\hat{\beta}^M - \hat{\beta}^F) .$$

Une des difficultés de la mise en œuvre de la technique de décomposition de l'écart salarial est liée au choix de la norme par laquelle on valorise les différences de caractéristiques. Quant à la méthode d'Oaxaca-Blinder, ce sont les rendements des hommes qui sont employés comme norme. Il aurait été aussi acceptable de valoriser l'écart des caractéristiques par les rendements des femmes ou de choisir une norme différente. Les méthodes de décomposition se distinguent par le choix de la norme de valorisation. La méthode d'Oaxaca-Ransom, retenue dans ce rapport, utilise les rendements estimés pour l'ensemble de la population des salariés, quel que soit le groupe auquel ils appartiennent. Elle sera décrite plus en détail dans la section suivante.

1.2 Méthodologie et sources

1.2.1 Méthode de décomposition des écarts de salaire utilisée

Le modèle utilisé dans ce rapport est celui donc d'Oaxaca-Ransom[1] (1994) qui construit une norme non discriminée (estimation d'une équation de gains sur l'ensemble de l'échantillon), ce qui peut s'interpréter comme une approximation de la norme concurrentielle du marché du travail luxembourgeois. L'avantage de ce modèle est de permettre une décomposition plus fine de la partie non expliquée: à savoir un avantage pour les hommes et un désavantage pour les femmes.

Ainsi, l'écart des salaires bruts horaires moyens exprimés en logarithme se décompose en une part expliquée par les caractéristiques des deux groupes (valorisée par la norme) [1er terme], en une part exprimant le supplément de rendement dû au fait d'être un homme [2e terme], et enfin, en une part exprimant le déficit de rendement des caractéristiques dû au fait d'être une femme [3e terme].

Oaxaca-Ransom (1994):

$$\overline{w}_H - \overline{w}_F = \beta_N \left(\overline{X}_H - \overline{X}_F\right)' + \overline{X}'_H \left(\beta_H - \beta_N\right) + \overline{X}'_F \left(\beta_N - \beta_F\right)$$

= (1er terme) + (2e terme) + (3e terme)

avec β_N : la norme, β_H : le rendement des hommes et β_F : le rendement des femmes,

$\overline{w}_H$: logarithme du salaire brut horaire moyen des hommes

$\overline{w}_F$: logarithme du salaire brut horaire moyen des femmes.

[1] Oaxaca R.L., Ransom, M.R. (1994), « On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials », Journal of Econometrics, vol. 61, n°1, pp. 5-21.

Dans l'estimation des équations de gains un problème récurrent est celui que l'on nomme « le biais de sélection ». Il signifie que la variable dépendante n'est observée que sur une partie non aléatoire de la population totale, ce qui peut affecter l'étude des écarts salariaux entre hommes et femmes.

En effet, la probabilité qu'une femme exerce une profession et apparaisse donc dans l'échantillon s'accroît avec la rémunération touchée. Les femmes anticipant une faible rémunération préfèrent ne pas aller travailler et échappent donc à l'univers observé.

Les chiffres publiés dans le présent rapport ont été obtenus par l'utilisation de plusieurs logiciels comme Excel, SPSS, STATA et SAS.

1.2.2 Sources utilisées

Les sources utilisées pour ce rapport sont l'« Enquête sur les forces de travail 2006, 2005 et 1996 », l'« Enquête sur la structure des salaires 2002 » et le « Recensement de la population 2001 » pour la partie réalisée par le STATEC.

Pour les contributions du CEPS/INSTEAD, à savoir le point 9 « Genre et Risque de pauvreté au Luxembourg » de la première partie et le chapitre III « Les inégalités de salaire 2005 à partir du PSELL » de la seconde partie, les auteurs ont utilisé le Panel Socio-Economique Liewen zu Lëtzebuerg.

L'enquête sur les forces de travail est une enquête communautaire annuelle effectuée dans chaque État membre, auprès d'un échantillon de ménages ou d'individus résidant sur le territoire économique dudit État au moment de l'enquête. Au Luxembourg, elle est menée auprès de quelque 8 500 ménages.

D'une manière générale, les renseignements recueillis concernent la situation au cours de la "semaine de référence" précédant les entretiens.

Les variables servant à déterminer le statut d'activité et le sous-emploi doivent être recueillies à la suite d'un entretien avec la personne concernée ou, à défaut, avec un autre membre du ménage.

L'enquête sur la structure des salaires est une enquête communautaire quadriennale menée dans tous les Etats membres. Au Luxembourg l'échantillon comprend près de 2 300 entreprises de 10 salariés et plus et couvre les secteurs d'activité de la NACE Rev.1[1] C-K pour 2002 auxquels se sont rajoutés les NACE M, N et O en 2006. Elle collecte des informations:

- sur l'entreprise: telles que la taille, le secteur d'activité, la forme de contrôle économique et financier, et le type de convention collective salariale;
- sur le salarié: le sexe, l'âge, la profession, le niveau d'études et de formation, l'ancienneté dans l'entreprise, le régime de travail et le type de contrat de travail;
- et sur les rémunérations: les rémunérations brutes pour un mois représentatif, les rémunérations brutes annuelles pour l'année de référence et le temps de travail pour un mois représentatif.

La base de données de **l'EU-SILC** (Enquête Communautaire sur les revenus et les conditions de vie) est la source européenne de référence pour tout ce qui concerne les revenus, la pauvreté et l'exclusion sociale. Elle permet de produire des statistiques européennes harmonisées (les indicateurs de Laeken). Cette enquête a été lancée en 2003 sur la base d'un « gentleman's agreement » dans six Etats membres (Belgique, Danemark, Grèce, Irlande, Luxembourg, l'Autriche) et la Norvège. Pour le Luxembourg cette enquête couvre un peu plus de 3500 ménages soit un peu plus de 9000 personnes. Elle établit un cadre commun pour la production systématique de statistiques communautaires robustes et comparables sur les revenus et les conditions de vie. A partir de 2005, l'enquête couvre les 27 Etats membres ainsi que la Turquie, l'Islande et la Norvège. Le travail de terrain de cette enquête ainsi que la constitution du fichier afférent sont assurés par le Ceps/Instead, le STATEC assurant la transmission des données à Eurostat.

Finalement, le **PSELL** (Panel Socio-Economique Liewen zu Lëtzebuerg) constitue, depuis 1985, un instrument permettant de connaître les conditions d'existence des personnes et des ménages résidant au Grand-Duché.

[1] C-Industries extractives, D-Industrie manufacturière, E-Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau, F-Construction, G-Commerce, réparations automobile et d'articles domestiques, H-Hôtels et restaurants, I-Transports et communications, J-Intermédiation financière, K-Immobilier, location et services aux entreprises, M-Education, N-Santé et action sociale, O-Services collectifs, sociaux et personnels.

Il sert à construire et à tester des indicateurs sociaux et économiques et à évaluer l'impact des politiques économiques et sociales sur les conditions d'existence de la population, notamment en matière de revenus, travail, sécurité sociale, éducation, santé, logement, transport et épargne.

La collecte de données est réalisée auprès d'un échantillon représentatif des ménages du pays afin de constituer une banque de données longitudinale. Depuis le lancement du PSELL, trois panels indépendants se sont succédés. Le troisième panel a été lancé en 2003. Il concerne plus de 3500 ménages, soit environ 9500 individus. Il sert de base à l'EU-SILC mentionné plus haut.

1.3 Législation et jurisprudence en matière d'égalité de salaire entre les femmes et les hommes

Cette partie est extraite du « Rapport sur la législation et la jurisprudence luxembourgeoise en matière d'égalité de salaire entre les femmes et les hommes », élaboré par Maître Viviane Ecker en collaboration avec Maître Guy Thomas pour le projet mené par le Ministère de la Promotion Féminine en 2002, dans le cadre de la stratégie communautaire en matière d'égalité entre les femmes et les hommes (2001-2005) et subventionné par la Commission Européenne.

En matière législative

Jusqu'en 2006, aucune référence directe au principe de l'égalité salariale n'était prévue dans notre Constitution, contrairement aux ordres juridiques d'autres Etats membres de l'Union Européenne. La loi du 13 juillet 2006, portant révision de l'article 11, paragraphe (2) de la Constitution y remédie. Le premier alinéa stipule l'égalité en droits et devoirs entre hommes et femmes. Le deuxième alinéa dit: *« L'Etat veille à promouvoir activement l'élimination des entraves pouvant exister en matière d'égalité entre hommes et femmes ».*

Suite à une procédure d'infraction de la Commission des Communautés européennes, le Gouvernement luxembourgeois a fini par pallier le vide juridique résultant de l'absence d'une législation de fond en matière d'égalité de rémunération.

Le **10 juillet 1974**, il a adopté un **règlement grand-ducal** qui a anticipé la directive 75/117/CEE concernant le rapprochement des législations des Etats membres relatives à l'application du principe de l'égalité des rémunérations entre les travailleurs masculins et les travailleurs féminins, laquelle devait être adoptée le 10 février 1975 par le Conseil des ministres.

Aux termes de ce règlement grand-ducal, tout employeur est tenu d'assurer, pour un même travail ou pour un travail de valeur égale, l'égalité de rémunération entre les hommes et les femmes. Par rémunération au sens du prédit règlement, il faut entendre le salaire ou traitement ordinaire de base ou minimal et tous les autres avantages et accessoires payés directement ou indirectement, en espèces ou en nature, par l'employeur.

L'égalité salariale des fonctionnaires a été soulignée par la **loi du 22 juin 1963**, telle que modifiée par après, fixant le régime des traitements des fonctionnaires de l'Etat dont l'article 2.3 se lit comme suit: «pour les prestations identiques le traitement du fonctionnaire de sexe féminin est égal à celui du fonctionnaire de sexe masculin».

Parmi les textes pris en exécution de la directive, signalons la **loi du 12 mars 1973** portant réforme du salaire social minimum, telle qu'elle a été modifiée par la suite et dont l'article 1er prévoit que «toute personne salariée d'aptitude physique et intellectuelle normale, et sans distinction de sexe peut prétendre au salaire minimum social».

Il faut encore mentionner la **loi modifiée du 12 juin 1965** (par la loi du 12 février 1999 et par la loi du 26 mai 2000) concernant les conventions collectives de travail prévoyant dans son article 4(3)4., l'obligation pour les partenaires sociaux de prévoir dans toute convention collective l'application du principe de l'égalité de rémunération entre hommes et femmes.

L'inégalité salariale entre hommes et femmes étant une discrimination fondée sur le sexe, il faut également citer la **loi du 8 décembre 1981** relative à l'égalité de traitement entre hommes et femmes dans le domaine du travail, à savoir l'accès à l'emploi, à la formation et à la promotion professionnelles, ainsi que la rémunération et les conditions de travail qui est la transposition au niveau national de la directive 76/207/CE (modifiée par la directive 2002/73/CE) et qui dit dans son article 2 que le principe d'égalité de traitement au sens des dispositions de la présente loi implique l'absence de toute discrimination fondée sur le sexe soit directement, soit indirectement.

Par ailleurs, le législateur luxembourgeois a introduit dans l'ordre juridique national certaines conventions internationales ayant trait à l'égalité salariale telle la **convention n° 100** concernant l'égalité de rémunération entre la main-d'œuvre féminine pour un travail de valeur égale adopté dans le cadre de l'OIT le 29 juin 1951 approuvée par la loi du 17 mai 1967 et la **Convention de l'ONU sur l'élimination de toutes les formes de discrimination à l'égard des femmes**, signée à New York le 18 décembre 1979 et ratifiée par le Luxembourg le 2 février 1989 après avoir été adoptée par la loi du 15 décembre 1988 et qui dans son article 11d) proclame également le droit à l'égalité de rémunération pour un travail de valeur égale.

Finalement, il est à relever qu'une **loi du 28 juin 2001** a transposé en droit national la directive 97/80/CE relative à la charge de la preuve dans les cas de discrimination fondée sur le sexe. Cette loi introduit le partage de la charge de la preuve en cas de discrimination directe ou indirecte d'ailleurs définie dans celle-ci.

En matière de jurisprudence

Le problème de l'effet direct du droit communautaire a été analysé à plusieurs reprises dans des affaires de rémunération dans lesquelles les employeurs faisaient valoir que:

- l'article 119 du Traité instituant la Communauté économique européenne, signé à Rome le 25 mars 1957,
- la directive 75/117/CEE du 10 février 1975 concernant le rapprochement des législations des Etats membres relatives à l'application du principe de l'égalité des rémunérations entre les travailleurs masculins et les travailleurs féminins
- et la Convention de l'O.I.T. n°100 (1951),

mettent à charge des Etats membres des obligations qui sont susceptibles de sanctions sur le plan du droit international public, sans pour autant être transposées dans le droit national.

C'est avec une belle constance que les juridictions civiles ont appliqué la théorie moniste, c'est-à-dire l'applicabilité directe des dispositions européennes dans l'ordre juridique interne (C.S.J. 8 juin 1950, Pas. lux, XV, 41; C.S.J. (Cass.) 14 juillet 1954, Chambre des métiers c/ Pagani, Pas. XVI, 150) et ont écarté la théorie dualiste qui veut que le droit international ne soit applicable au niveau national qu'après avoir été correctement transposé en droit national.

Aux termes du règlement grand-ducal du 10 juillet 1974, les catégories et les critères de classification et de promotion professionnels, ainsi que toutes les autres bases de calcul de la rémunération, notamment les modes d'évaluation des emplois, doivent être communs aux travailleurs des deux sexes.

La Cour de Justice CE a souligné la nécessité d'une évaluation objective de la nature du travail. Notamment dans l'affaire Rummler 237/85, elle a disposé que *«le fait de se baser sur des valeurs correspondant aux performances moyennes d'un seul sexe, pour déterminer dans quelle mesure un travail exige un effort ou occasionne une fatigue ou est physiquement pénible, constitue une forme de discrimination fondée sur le sexe interdite par la directive.»*

Donc, selon la Cour, une classification professionnelle doit prendre en considération des critères pour lesquels les travailleurs de chaque sexe sont susceptibles de présenter des aptitudes particulières.

En fait il faut constater que les critères d'évaluation et de classification des fonctions contenues dans certaines conventions collectives continuent à favoriser les travailleurs masculins. En effet, des critères traditionnellement masculins, tels que l'effort, la fatigue musculaire ou le caractère physiquement pénible du travail sont toujours surévalués par rapport aux critères favorisant les femmes.

Dans ce contexte, soulignons que le Ministère de l'Egalité des Chances a publié, en 2007, une analyse juridique des conventions collectives sous l'angle de l'égalité entre femmes et hommes qui peut être téléchargée sur son site internet www.mega.public.lu.

La législation luxembourgeoise ne donne pas de précision quant au champ sur lequel la comparaison doit porter. A l'heure actuelle il n'existe pas encore de jurisprudence luxembourgeoise sur la question de savoir si la personne qui se prétend discriminée doit se limiter à se comparer à une personne interne de l'entreprise où elle travaille, ou si elle peut dépasser ce cadre interne et englober dans la comparaison, des entreprises appartenant à la même branche d'industrie, voire à des catégories professionnelles différentes.

La notion de la discrimination indirecte n'apparaît pas dans le texte même de la directive 75/117/CE. C'est la directive 76/207/CE qui évoque pour la première fois en termes formels «la discrimination fondée sur le sexe directement ou indirectement» et la directive 2002/73/CE du 23 septembre 2002 modifiant la directive 76/207/CE a défini la discrimination indirecte en s'alignant sur les deux directives 2000/78/CE et 2000/43/CE et en se basant sur une jurisprudence communautaire largement développée antérieurement.

Dans le contexte de l'égalité de rémunération, la Cour de Justice a développé une abondante jurisprudence relative aux rémunérations appliquées à des emplois à temps partiel.

Conformément à la jurisprudence bien établie en la matière, l'article 141 du Traité et la directive 75/117/CE s'opposent à l'effet défavorable de l'occupation à temps partiel et lorsqu'il s'avère qu'en fait un pourcentage plus faible d'hommes que de femmes travaille à temps partiel, l'employeur doit établir que la décision est justifiée par des facteurs objectifs et étrangers à toute discrimination fondée sur le sexe et ne constitue par conséquent pas une discrimination.

Comme la Cour l'a d'ailleurs souligné dans l'arrêt Hill et Stapleton du 17 juin 1998 (C-234/95), la conciliation de la vie familiale et de la vie professionnelle constitue un objectif de la politique communautaire qui apparaît aujourd'hui comme un corollaire du principe de l'égalité entre femmes et hommes.

Une corrélation étroite existe entre les concepts de discrimination indirecte et de la charge de la preuve. La jurisprudence que la Cour de Justice a développée en matière de discrimination indirecte implique nécessairement un transfert de la charge de la preuve du demandeur au défendeur qui devra prouver qu'il n'y a aucune violation du principe d'égalité.

La sanction prévue par l'article 4 du règlement grand-ducal du 10 juillet 1974 pour les discriminations salariales est particulièrement efficace: «toute disposition... qui comporte pour un ou des travailleurs de l'un des deux sexes une rémunération inférieure à celle du travailleur de l'autre sexe pour un même travail de valeur égale, est nulle de plein droit. La rémunération plus élevée dont bénéficient ces derniers travailleurs est substituée de plein droit à celle que comportait la disposition entachée de nullité.»

Comme tel est le cas également en Belgique, en Grèce et en Italie, le contrôle du respect de l'égalité de rémunération entre les hommes et les femmes est assuré au Grand-Duché de Luxembourg par l'Inspection du Travail et des Mines (ITM) aux termes de l'article 5 du règlement grand-ducal du 10 juillet 1974.

Il est un fait, et le réseau des experts chargé de l'application des directives relatives à l'égalité l'a déjà souligné il y a plus de dix années dans son rapport, que les institutions chargées de mettre à exécution ou d'arbitrer les plaintes déposées au titre des directives communautaires sur l'égalité de rémunération et l'égalité de traitement (conditions de travail) entre les hommes et les femmes sont inadéquates dans la plupart des Etats membres, où la loi n'est mise à exécution qu'au moyen de rares procédures intentées par des plaignants individuels.

Signalons également la présence au sein des délégations du personnel d'un(e) délégué(e) à l'égalité, introduit(e) par une loi du 7 juillet 1998 modifiant 1) la loi modifiée du 18 mai 1979 portant réforme des délégations du personnel; 2) la loi modifiée du 6 mai 1974 instituant des comités mixtes dans les entreprises du secteur privé et organisant la représentation des salariés dans les sociétés anonymes. Le/la délégué(e) à l'égalité a pour mission de défendre l'égalité de traitement entre les salariés féminins et masculins de l'établissement en ce qui concerne l'accès à l'emploi, à la formation et à la promotion professionnelles, ainsi que la rémunération et les conditions de travail, tels que défini par la loi du 8 décembre 1981. Dans la loi du 7 juillet 1998 il est prévu que le chef d'entreprise est obligé de fournir semestriellement à la délégation du personnel et au/à la délégué(e) à l'égalité des statistiques ventilées par sexe, notamment aussi sur les rémunérations de membres du personnel salarié de l'entreprise.

PARTIE I: SITUATION GLOBALE SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL

Tel qu'évoqué dans l'introduction, cette première partie décrit et analyse l'accès des femmes au marché du travail et plus particulièrement leur situation par rapport à l'emploi ou au chômage.

Chapitre I: Analyses descriptives

2. Taux d'emploi et taux de chômage

Les taux d'emploi et de chômage s'entendent au sens du Bureau International du Travail (BIT). Ainsi, les personnes en emploi comprennent toutes celles âgées d'au moins 15 ans qui occupaient pendant la semaine de référence un emploi salarié ou non salarié qu'elles aient été au travail ou temporairement absentes pour cause de vacances, maladie, maternité... La notion de travail effectué pendant la période de référence se réfère à tout travail d'une durée d'au moins une heure.

Un chômeur au sens du BIT est une personne en âge de travailler (15 ans et plus) qui répond simultanément à trois conditions:

- être sans emploi, c'est-à-dire ne pas avoir travaillé, ne serait-ce qu'une heure, durant une semaine de référence;
- être disponible pour prendre un emploi dans les 15 jours;
- chercher activement un emploi.

Un chômeur au sens du BIT n'est donc pas forcément inscrit à l'Administration de l'Emploi.

2.1 Taux d'emploi

2.1.1 Évolution du taux d'emploi 1997 – 2006

En 2006, selon les résultats de l'enquête sur les forces de travail, le taux d'emploi global des 15-64 ans s'établit à 63.5% contre 63.3% en 2005. Le tableau ci-dessous fait apparaître que le taux d'emploi des étrangers (67.2%) dépasse de loin celui des autochtones (60.9%) et ce indépendamment du genre. Ainsi, malgré une forte hausse du taux d'emploi des Luxembourgeoises sur les 10 dernières années, celui des étrangères reste supérieur atteignant 57.8% contre 52.2% pour les autochtones.

Notons encore que parmi les femmes âgées entre 25 et 64 ans qui étaient inactives en 2006, 13.5% ont déclaré n'avoir jamais travaillé.

La comparaison dans le temps fait également apparaître que la courbe du taux d'emploi par classe d'âges garde la même allure avec des taux d'emploi plus élevés et un décalage probablement dû à la prolongation des études. En effet, alors qu'en 1996 le taux d'emploi des femmes âgées entre 20-24 était de 55.5%, il n'est plus que de 38.9% en 2006 et parallèlement, le taux d'emploi culminant s'est déplacé de la classe d'âges 25-29 en 1996 (66.1%) à la classe d'âges suivante à savoir celle des femmes âgées entre 30 et 34 ans (80.6%).

Tableau 1: Taux d'emploi des 15-64 ans par nationalité et genre (chiffres lissés)

Année	Population totale	Nationaux	Etrangers	Hommes	Femmes	Nationaux-hommes	Etrangers-hommes	Nationaux-femmes	Etrangers-femmes
1997	59.7	57.0	64.3	74.0	45.2	72.6	76.8	41.1	51.8
1998	60.5	58.4	64.3	74.4	46.6	73.0	76.8	43.1	52.2
1999	61.6	59.4	64.7	74.7	48.4	73.3	76.8	45.0	53.4
2000	62.5	59.9	65.7	74.8	50.0	73.3	77.2	46.5	54.9
2001	62.9	60.1	66.8	74.7	50.8	72.7	77.9	47.3	55.9
2002	62.9	60.0	67.2	74.4	51.2	71.8	78.3	47.7	56.3
2003	62.9	60.1	67.2	73.8	51.6	70.9	78.0	48.5	56.3
2004	63.0	60.4	67.1	73.2	52.4	70.5	77.4	49.6	56.5
2005	63.3	60.7	67.2	72.9	53.4	70.2	76.9	50.9	57.1
2006	63.5	60.9	67.2	72.6	54.6	69.9	76.6	52.2	57.8

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail

Tableau 2: Taux d'emploi des femmes par classe d'âges en 1996 et 2006

Classe d'âges	1996	2006
20-24	55.5	38.9
25-29	66.1	73.0
30-34	58.3	80.6
35-39	55.8	71.0
40-44	54.3	71.5
45-49	46.3	65.3
50+	18.6	39.0
Total	43.7	54.6

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail

2.1.2 Taux d'emploi par genre et classe d'âges

A tous les âges, les taux d'emploi des femmes sont inférieurs à ceux des hommes, l'écart commençant vraiment à se creuser à partir de 30 ans. La différence comprise entre 15 et 25 points de pourcentage avant 44 ans s'accentue encore chez les 45 à 54 ans. Ainsi, dans la classe d'âges des 50 à 54 ans, le taux d'emploi masculin atteint encore près de 90 %, celui des femmes n'étant plus que de 56 %. Aux âges plus élevés on observe un rétrécissement de l'écart en raison de la forte chute des taux masculins. Chez les femmes la baisse des taux après l'âge de 30 ans s'explique à la fois par un effet âge et un effet génération. La venue d'enfants aux âges considérés pousse un certain nombre de femmes à quitter leur emploi. Il est également clair qu'aux âges plus élevés, on trouve des générations féminines qui étaient moins enclines à participer à la vie professionnelle.

Tableau 3: Taux d'emploi par genre et classe d'âges (15-64 ans)

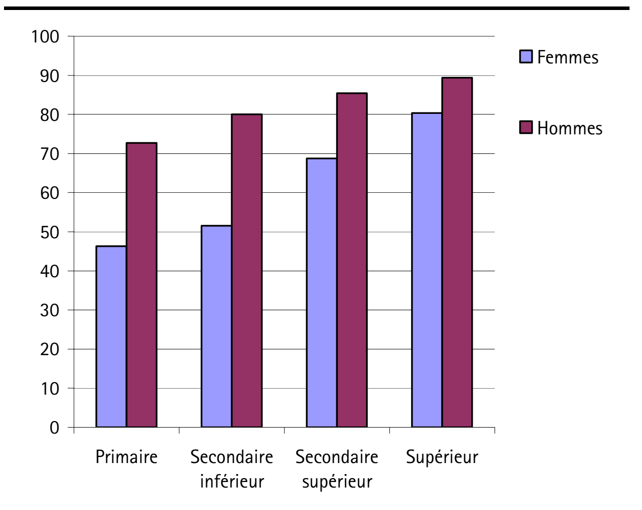
Classe d'âges	Femmes	Hommes
15-19	4.1	7.3
20-24	38.9	44.4
25-29	73.0	87.0
30-34	**80.6**	94.9
35-39	71.0	**95.4**
40-44	71.5	94.7
45-49	65.3	92.2
50-54	55.7	90.7
55-59	40.5	58.0
60-64	10.4	14.8
Total	54.6	72.6

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

2.1.3 Taux d'emploi par genre et niveau d'enseignement achevé

Le graphique ci-dessous montre que les plus diplômées sont les plus actives et que c'est également chez elles que l'écart vis-à-vis de leurs homologues masculins est le plus faible. Les moins actives n'ont pas dépassé le secondaire inférieur, peu de différences apparaissent entre ce dernier et le primaire.

Graphique 1: Taux d'emploi par genre et niveau d'enseignement achevé (25-64 ans)



Source: STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

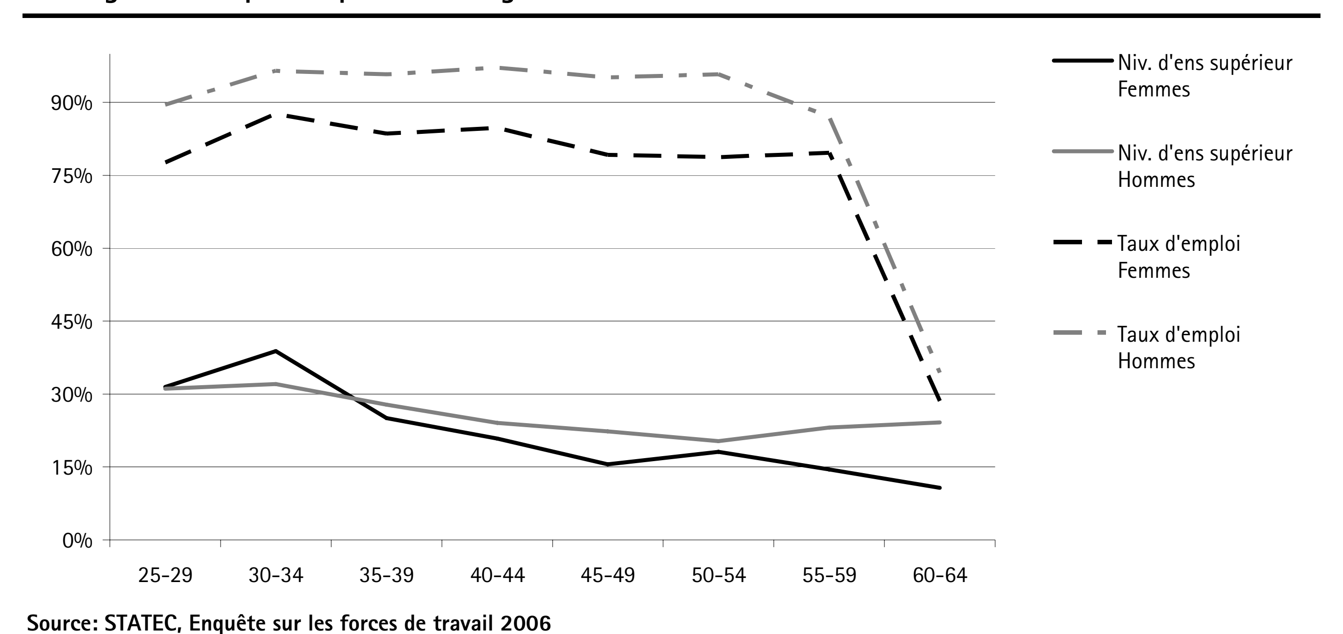
Le tableau et le graphique suivants mettent en évidence que si les « jeunes » femmes d'aujourd'hui sont aussi diplômées que les hommes, l'écart en termes de taux d'emploi reste néanmoins quasi constant jusqu'à 45 ans à savoir près de 10 points en-dessous du taux d'emploi masculin.

Tableau 4: Répartition de la population totale par genre et niveau d'enseignement

	Primaire		Secondaire inférieur		Secondaire supérieur		Supérieur	
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
								en %
25-29	6	4	25	36	37	29	31	31
30-34	11	13	25	34	26	22	39	32
35-39	13	17	34	32	27	23	25	28
40-44	16	15	35	34	28	26	21	24
45-49	21	21	36	36	27	21	16	22
50-54	22	23	40	33	20	24	18	20
55-59	29	24	37	29	20	24	15	23
60-64	30	22	44	33	15	20	11	24

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

Graphique 2: Taux d'emploi par genre et pourcentage de la population total ayant achevé le niveau d'enseignement supérieur par classe d'âges

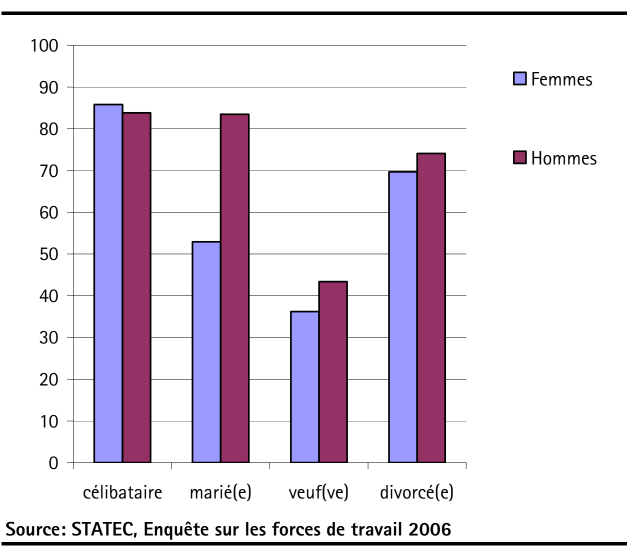


Source: STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

2.1.4 Taux d'emploi par genre et état matrimonial

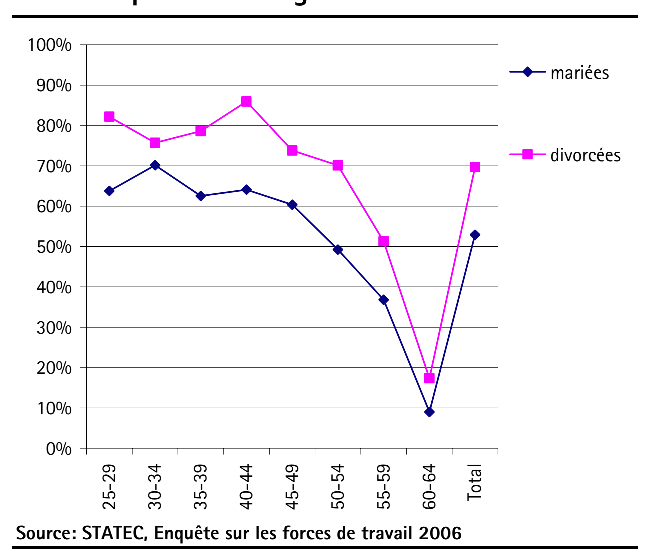
En considérant le taux d'emploi par statut matrimonial, on constate sans surprise que les célibataires affichent le taux le plus élevé et les veufs(ves) le plus bas ce qui est évidemment en grande partie lié à l'âge. Mais il ressort des graphiques qui suivent que le taux d'emploi global des femmes mariées n'est que de 53% alors que celui des femmes divorcées atteint près de 70% et que, alors qu'il diminue rapidement à partir de 50 ans chez les premières, il est encore de 70% chez les divorcées âgées entre 50 et 54 ans.

Graphique 3: Taux d'emploi par genre et statut matrimonial (25-64 ans)



Source: STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

Graphique 4: Taux d'emploi des femmes mariées et divorcées par classe d'âges



Source: STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

Le tableau 5 détaille le taux d'emploi pour les différents statuts matrimoniaux en y ajoutant le fait d'avoir un partenaire ou non. On peut constater qu'en cas d'absence de contrat de mariage, le fait d'avoir un partenaire semble inciter les femmes à travailler.

Tableau 5: Taux d'emploi des femmes âgées de 25 à 64 ans en fonction de l'existence d'un partenaire ou non

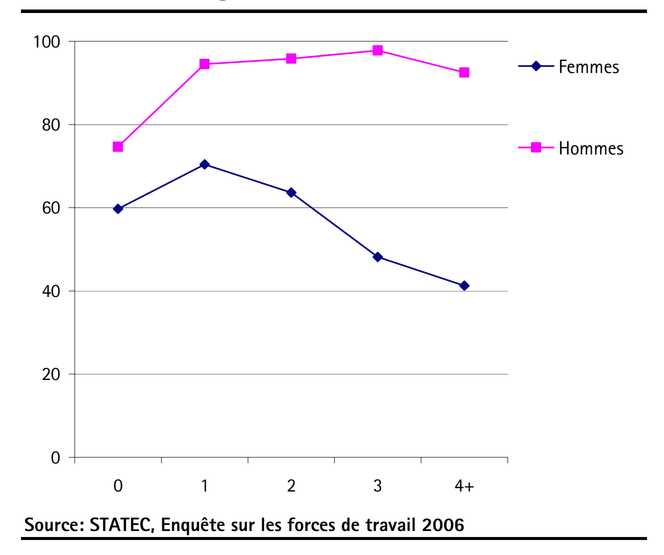
Femmes:	
célibataires sans partenaire	83.8%
célibataires avec partenaire	91.3%
mariées	52.9%
divorcées sans partenaire	68.1%
divorcées avec partenaire	75.3%

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

2.1.5 Taux d'emploi par genre et nombre d'enfants à charge

Alors que le taux d'emploi des hommes n'est aucunement affecté par le nombre d'enfants à charge, celui des femmes diminue rapidement avec un deuxième enfant de moins de quinze ans dans le ménage. La situation des femmes occupées avec enfants à charge sera plus approfondie dans la section 2.2 du présent rapport.

Graphique 5: Taux d'emploi par genre et nombre d'enfants à charge (25-64 ans)



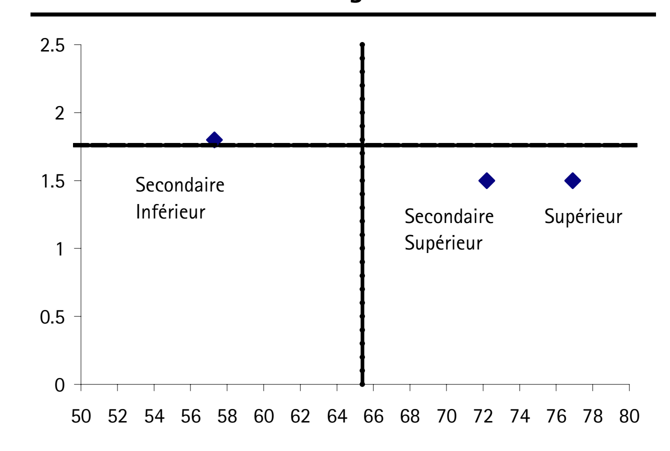
Source: STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

2.2 Taux d'emploi féminin

2.2.1 Taux d'emploi féminin, nombre moyen d'enfants et niveau d'éducation

Pour les mères âgées de 20 à 39 ans, le taux d'emploi moyen s'élève à 65.4 % et le nombre moyen d'enfants à 1.8. Le graphique 6 montre la corrélation négative entre nombre moyen d'enfants, d'une part, et taux d'emploi et niveau d'éducation, d'autre part. Un niveau d'éducation élevé cumule deux effets positifs sur les taux d'emploi. En premier lieu, il ouvre de meilleures perspectives de carrière et incite donc les femmes plus éduquées à participer plus intensément à la vie professionnelle. Second effet: la poursuite d'études plus longues ne favorise pas une progéniture nombreuse qui, on le sait, constitue toujours un obstacle au travail des femmes.

Graphique 6: Taux d'emploi et nombre moyen d'enfants à charge pour les mères âgées de 20 à 39 ans selon le niveau d'enseignement achevé

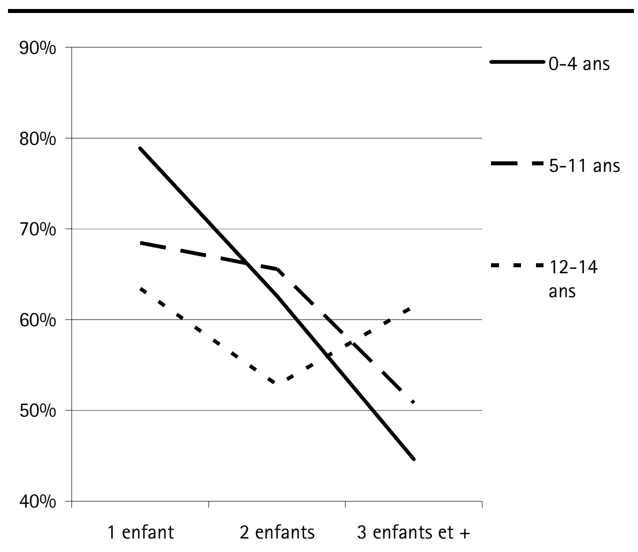


Source: STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

2.2.2 Taux d'emploi féminin en fonction de l'âge du plus jeune enfant à charge et du nombre d'enfants

Le graphique 7 fait apparaître que c'est moins le nombre d'enfants qui intervient dans la décision de travailler que leur âge. En effet, en présence d'un seul enfant, âgé entre 0 et 4 ans, c'est-à-dire avant la scolarisation obligatoire, le taux d'emploi des femmes atteint encore près de 80% alors qu'en présence, même d'un seul enfant scolarisé, le taux d'emploi tombe en dessous de 70%. Ceci s'explique aisément par l'encadrement complet à la crèche de l'enfant en bas âge, qui n'est plus assuré dans le système scolaire.

Graphique 7: Taux d'emploi féminin (25-64 ans) en fonction du nombre d'enfants à charge et de l'âge du plus jeune enfant



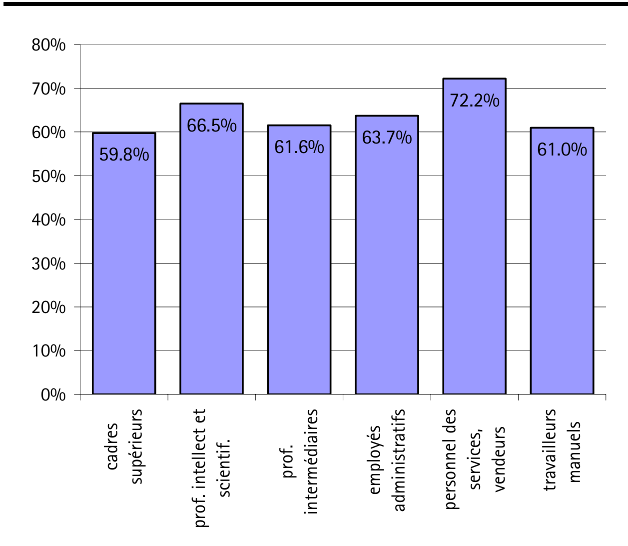
Source: STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

2.2.3 Taux d'emploi féminin en fonction de la profession du conjoint

Le taux d'emploi le plus faible est celui des conjointes de cadres supérieurs. Ceci est probablement lié au niveau de salaire de ces derniers mais peut également s'expliquer par le fait que l'on n'atteint des positions hiérarchiques souvent qu'à un certain âge où la femme interrompt sa carrière pour élever les enfants. Par ailleurs, ces postes sont souvent occupés dans des multinationales par des résidents étrangers nommés pour une durée limitée dont l'épouse n'entame même pas la recherche d'un emploi.

Les femmes dont les conjoints appartiennent aux catégories « personnel des services et de la vente » et « professions intellectuelles et scientifiques » affichent les taux d'emploi les plus élevés. Pour les premières ceci s'explique vraisemblablement par des niveaux de salaires relativement bas du conjoint incitant les femmes à gagner un complément de revenu. Le taux d'emploi des conjointes de la seconde catégorie socioprofessionnelle peut s'expliquer par le principe de l'homogamie sociale puisqu'on a vu plus haut que l'activité féminine augmente avec le niveau d'enseignement achevé.

Graphique 8: Taux d'emploi féminin en fonction de la profession du conjoint (25-64 ans)



Source: STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

2.2.4 Mode d'emploi et enfants à charge

Le tableau suivant répartit les femmes travaillant à temps complet ou partiel selon la présence d'enfants de moins de 15 ans dans le ménage. On peut y lire sans surprise que globalement, 75% des femmes travaillant à temps plein n'ont pas d'enfants de moins de 15 ans dans le ménage. Mais il indique également qu'un peu moins de la moitié (47%) des femmes travaillant à temps partiel n'en ont pas.

Tableau 6: Répartition des femmes en fonction du mode d'emploi et de la présence d'enfants de moins de 15 ans dans le ménage ou pas

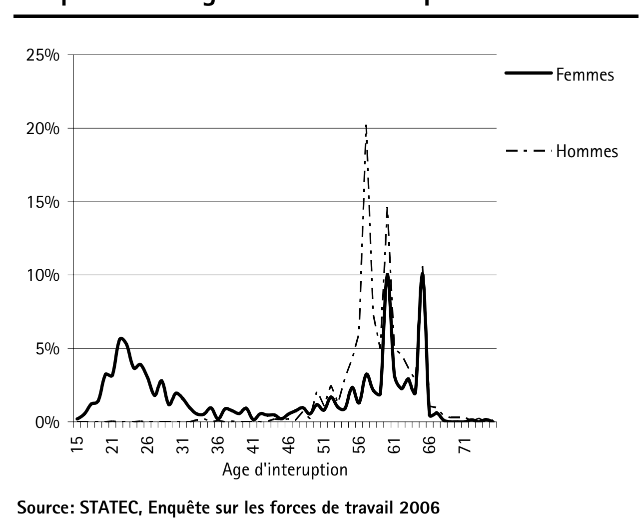
	Temps complet		Temps partiel	
Classe d'âges	sans enfant à charge	avec enfant(s) à charge	sans enfant à charge	avec enfant(s) à charge
				en %
25-29	79	21	47	53
30-34	69	31	13	87
35-39	57	43	15	85
40-44	62	38	26	74
45-49	79	21	62	38
50+	95	6	91	9
Total	75	25	47	53

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

2.2.5 Interruptions de carrière

En considérant les personnes âgées de 65 ans et plus, on ne constate aucune interruption de carrière définitive chez les hommes avant l'âge de 50 ans; la très nette majorité d'entre eux mettent fin à leur carrière entre 55 et 65 ans avec les pics connus à 57, 60 et 65 ans. Chez les femmes on constate des interruptions définitives à tous les âges mais elles sont le plus fréquent entre 20 et 30 ans avec un pic entre 22 et 25 ans pour élever les enfants, puis entre 55 et 65 ans.

Graphique 9: Interruptions définitives de carrière des personnes âgées de 65 ans et plus



Source: STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

Dans l'enquête sur les forces de travail, une question sur la raison pour l'interruption de carrière définitive est posée si cette dernière ne remonte pas à plus de 10 ans. Il en résulte que 60% des femmes âgées de moins de 41 ans ont cessé de travailler pour des raisons familiales (garde d'enfants ou d'adultes dépendants et autres responsabilités personnelles ou familiales).

2.3 Taux de chômage 1996 et 2006

2.3.1 Taux de chômage par genre et classe d'âges

Le taux de chômage des femmes âgées entre 15 et 64 ans est passé de 4.7% en 1996 à 6.3% en 2006. En termes de variation relative, il a donc augmenté dans une proportion supérieure à celui des hommes. En considérant les classes d'âges, ce sont, tout comme pour les hommes, les jeunes de moins de 29 ans qui affichent le taux le plus élevé. Chez les femmes, le taux le plus faible est affiché par les 40 - 44 ans alors que les hommes sont le moins touché par le chômage entre 50 et 54 ans.

Tableau 7: Taux de chômage par genre et classe d'âges en 1996 et 2006

	2006		1996	
Classe d'âges	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
				en %
25-29	8.6	5.2	3.5	5.3
30-34	5.0	3.3	4.8	1.8
35-39	7.5	2.2	2.9	2.0
40-44	4.3	2.2	5.8	1.4
45-49	5.2	2.6	5.2	1.1
50-54	4.8	1.3	2.6	0.8
Total (15-64)	6.3	3.6	4.7	2.8

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail

2.3.2 Taux de chômage par genre et niveau d'enseignement

En considérant le niveau d'enseignement, on constate, à l'instar de ce qui est observé en 1996, que les femmes n'ayant pas dépassé le primaire sont les plus touchées par le chômage et que celles ayant achevé des études supérieures le sont le moins.

Si tel était encore le cas chez les hommes en 1996, il apparaît que 10 ans plus tard, ce sont les diplômés du secondaire supérieur qui se retrouvent le moins souvent au chômage, les plus touchés étant ceux n'ayant pas dépassé le secondaire inférieur.

Tableau 8: Taux de chômage par genre et niveau d'enseignement en 1996 et 2006

	2006		1996	
Niveau d'enseignement	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
				en %
Primaire	9.4	2.2	7.2	3.3
Secondaire inférieur	6.2	3.3	4.0	1.5
Secondaire supérieur	5.7	1.3	2.1	2.1
Supérieur	3.6	2.3	1.2	0.4
Total (25-64)	5.8	2.6	4.0	2.0

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail

2.4 Comparaison européenne

Au niveau européen, les taux d'emploi féminins les plus faibles sont enregistrés par 3 pays méditerranéens, l'Italie (46.3%), la Grèce (47.4%) et l'Espagne (53.2%) auxquels s'opposent les pays scandinaves et les Pays-Bas avec des taux de respectivement 73.4%, 70.7% et 67.3% pour le Danemark, la Suède et la Finlande et de 67.7% pour les Pays-Bas. Le Luxembourg (54.6%) et la Belgique (54.0%) se rapprochent plutôt des 3 pays méditerranéens.

En matière de chômage féminin, la Grèce, l'Espagne et l'Allemagne arrivent en tête avec des taux supérieurs à 10%, l'Irlande, les Pays-Bas et le Danemark ayant les taux les plus faibles ne dépassant pas les 5%.

Tableau 9: Taux d'emploi et taux de chômage par genre dans l'UE 15 en 2006 (15-64 ans)

	Taux d'emploi			Taux de chômage		
Pays	Ensemble	Hommes	Femmes	Ensemble	Hommes	Femmes
UE27	64.4	71.6	57.2	8.3	7.7	9.1
NEM*	56.9	63.3	50.7	11.0	10.2	11.9
UE15	66.0	73.5	58.6	7.8	7.2	8.7
Allemagne	67.5	72.8	62.2	10.3	10.5	10.2
Autriche	70.2	76.9	63.5	4.8	4.4	5.3
Belgique	61.0	67.9	54.0	8.3	7.5	9.4
Danemark	77.4	81.2	73.4	4.0	3.4	4.6
Espagne	64.8	76.1	53.2	8.6	6.4	11.6
Finlande	69.3	71.4	67.3	7.8	7.5	8.1
France	63.0	68.5	57.7	9.1	8.4	9.9
Grèce	61.0	74.6	47.4	9.0	5.7	13.8
Irlande	68.6	77.7	59.3	4.4	4.7	4.1
Italie	58.4	70.5	46.3	6.9	5.5	8.8
Luxembourg	63.6	72.6	54.6	4.7	3.6	6.3
Pays-bas	74.3	80.9	67.7	3.9	3.6	4.4
Portugal	67.9	73.9	62.0	8.1	7.0	9.5
Royaume-Uni	71.5	77.3	65.8	5.4	5.8	5.0
Suède	73.1	75.5	70.7	7.1	7.0	7.3

Source: Eurostat
* Taux d'emploi en 2005

3. Durée de travail

3.1 Travail à temps partiel

Le tableau ci-dessous montre que 36.2% des femmes en emploi en 2006 ont travaillé à temps partiel contre moins de 3% des hommes. Pour 8.6% des femmes travaillant à temps partiel il s'agirait d'une contrainte plutôt que d'un choix puisqu'elles déclarent travailler à temps partiel parce qu'elles n'auraient pas trouvé d'emploi à temps plein.

Tableau 10: Mode de travail par genre

	Femmes	Hommes	Total
			en %
Temps plein	63.8	97.4	82.9
Temps partiel	36.2	2.6	17.1

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

3.1.1 Travail à temps partiel par secteur d'activité et profession

Le graphique 10 met en évidence 4 secteurs d'activité dans lesquels les femmes prédominent à savoir les services sociaux et personnels, l'éducation, le secteur « santé et action sociale » et celui des services domestiques dans lequel on ne retrouve quasiment que des femmes.

Dans ces secteurs mais également dans l'administration publique, le pourcentage de femmes travaillant à temps partiel dépasse la moyenne (36%).

Notons encore que près de 47% des femmes travaillant à temps partiel sont occupées dans des entreprises de plus de 50 salariés et que près de 92% d'entre-elles n'occupent pas de poste de supervision.

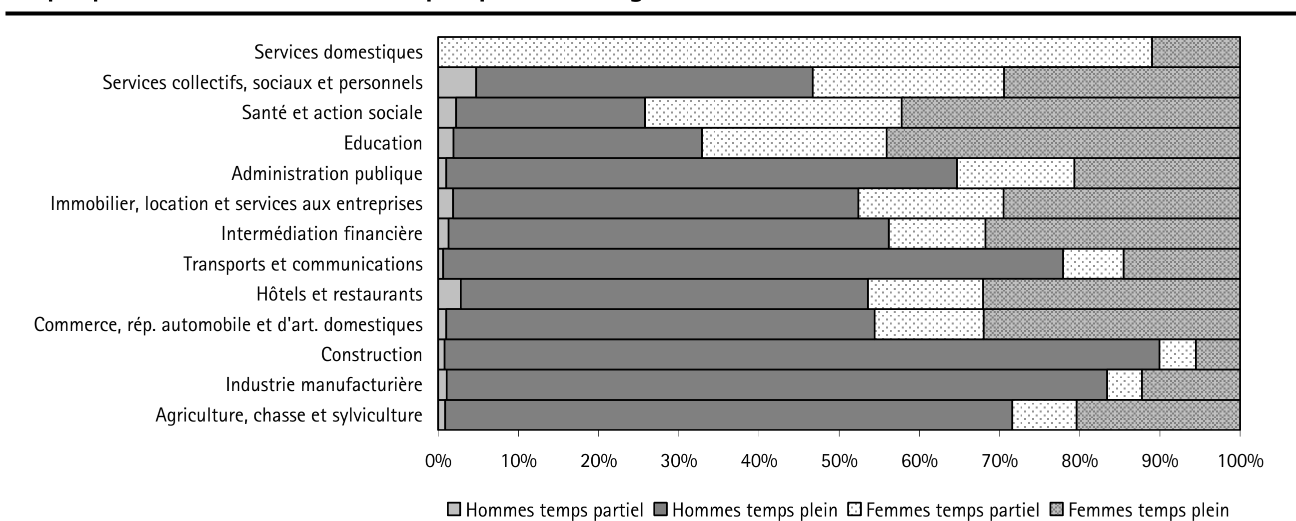
La proportion de femmes à tâche partielle diminue sans surprise au fur et à mesure qu'on augmente dans la hiérarchie professionnelle.

Tableau 11: Travail à temps partiel féminin par profession

	en %
Directrices, cadres supérieures	22.5
Professions intermédiaires, techniciennes	35.0
Employées administratives	36.8
Travailleuses manuelles	48.6

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

Graphique 10: Distribution de l'emploi par secteur, genre et mode de travail



Source: STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

3.1.2 Travail à temps partiel par statut matrimonial et nationalité

Les Luxembourgeoises travaillent plus souvent à temps partiel que les résidantes étrangères. Chez les femmes mariées, 52% ont une tâche partielle, cette proportion n'étant que de 13% chez les célibataires.

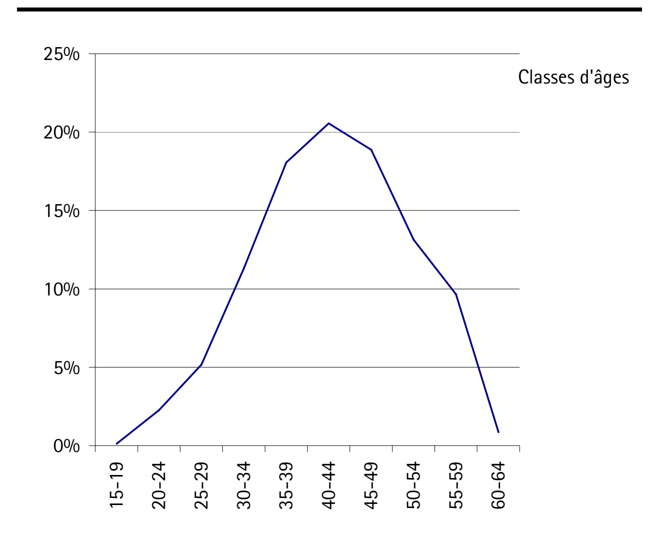
Tableau 12: Travail à temps partiel féminin par statut matrimonial et nationalité

	en %
célibataire	12.9
mariée	51.6
divorcée	33.1
luxembourgeoise	38.5
étrangère	33.4

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

Les femmes travaillant à temps partiel sont le plus souvent âgées entre 35 et 49 ans.

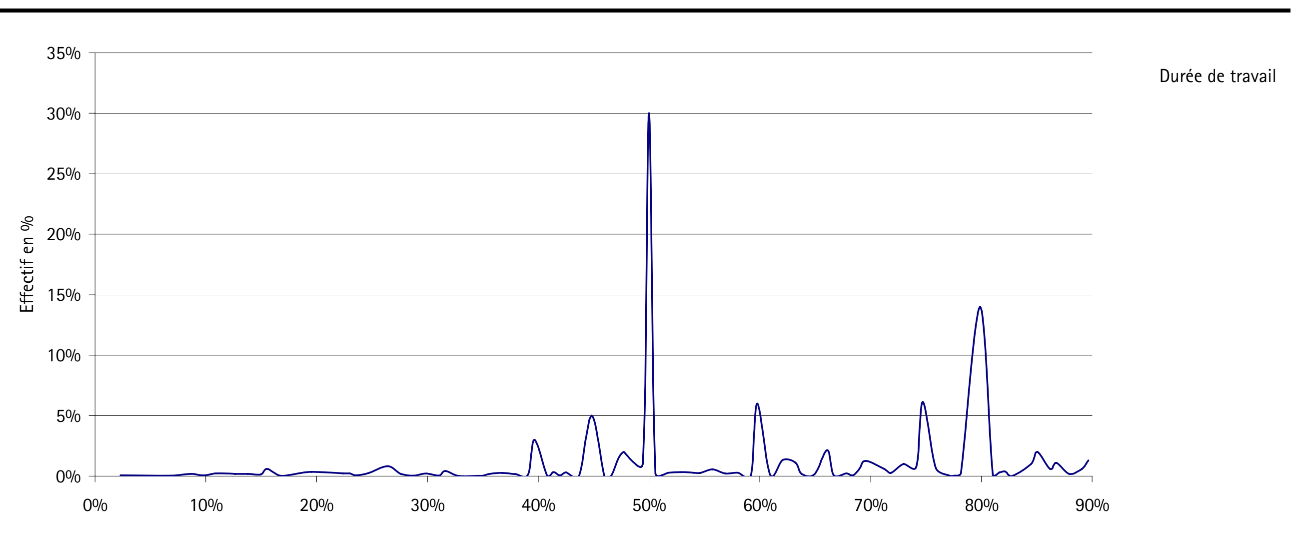
Graphique 11: Distribution des femmes travaillant à temps partiel par classe d'âges



Source: STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

Globalement, le type de travail à temps partiel le plus fréquemment rencontré dans le secteur privé est le mi-temps suivi par le 4/5; 30% des femmes travaillant à temps partiel le font à mi-temps et quelque 15% travaillent 4/5[e]. Le travail à temps partiel inférieur à 40% est peu répandu.

Graphique 12: Type de travail à temps partiel des femmes



Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

3.2 Taux d'absentéisme

Selon l'enquête sur les forces de travail 2006, le pourcentage de femmes en emploi absentes pour cause de maladie pendant la semaine de référence est légèrement supérieur à celui des hommes. Indépendamment du genre, l'absence pour maladie augmente avec l'âge.

Tableau 13: Taux d'absentéisme par genre en 2006

Classe d'âges	Femmes	Hommes
		en %
20-39	1.2	1.0
40-64	2.1	1.7
Total	1.6	1.4

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

3.3 Ancienneté dans l'entreprise

En 2002, l'ancienneté moyenne dans l'entreprise était de 6 ans pour les femmes et de 7.5 ans pour les hommes. Au-delà de 16 ans d'ancienneté dans la même entreprise on retrouve 9% des femmes contre 15% des hommes.

Tableau 14: Ancienneté dans l'entreprise actuelle par genre

Ancienneté dans l'entreprise:	Femmes	Hommes
Moyenne	6 ans	7.5 ans
		en %
0 - 5 ans	63	57
6 - 15 ans	28	28
≥ 16 ans	9	15

Source : STATEC, Enquête sur la structure des salaires 2002

4. La permanence de l'emploi

4.1 Contrats à durée déterminée

En analysant le type de contrat, on constate qu'en 2006, 6.1% des salariés avaient un contrat à durée déterminée, 5.7% des hommes et 6.6% des femmes. Ces pourcentages sont en hausse depuis quelques années, ils n'étaient que de respectivement 2.6% et 4.4% en 2000.

Chez les femmes, les CDD sont les plus fréquents dans l'Education, le secteur « Commerce et réparations » et dans l'administration publique. Les activités financières et l'industrie manufacturière ont le moins recours à ce type de contrat.

Tableau 15: Contrats à durée déterminée par genre et secteur d'activité (15-64 ans)

Pourcentage de CDD	Femmes	Hommes
		en %
Industrie manufacturière	2.6	2.4
Construction	5.2	6.5
Commerce, réparations automobile et d'art. domestiques	10.0	6.5
Hôtels et restaurants	7.9	6.3
Transports et communications	6.8	3.4
Intermédiation financière	1.5	2.9
Immobilier, location et services aux entreprises	6.2	7.8
Administration publique	8.3	5.8
Education	10.2	8.9
Santé, action sociale, services collectifs, sociaux et personnels	6.6	14.0
Total	6.6	5.7

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

En considérant le niveau d'enseignement achevé, le secondaire inférieur serait le plus touché chez les deux sexes.

Tableau 16: Contrats à durée déterminée par genre et niveau d'enseignement achevé (15-64 ans)

Pourcentage de CDD	Femmes	Hommes
		en %
Primaire	3.5	3.8
Secondaire inférieur	7.5	7.5
Secondaire supérieur	7.2	5.1
Supérieur	6.5	4.7

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

Ce sont les 15 à 24 ans qui ont le plus souvent ce type de contrat, près d'un tiers des CDD concernent cette classe d'âges.

Tableau 17: Contrats à durée déterminée par genre et classe d'âges

Pourcentage de CDD	Femmes	Hommes
		en %
15-24	31.4	34.8
25-34	14.3	15.9
35-44	7.0	7.8
45+	5.0	3.9

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

Si le travail atypique se retrouve plus souvent chez les hommes, en 2006, près de 25% des femmes ont déclaré travailler habituellement ou occasionnellement le samedi, et quelque 15% le dimanche ou le soir. Le travail de nuit reste marginal chez les femmes; 95% d'entre-elles ne travaillent jamais la nuit.

Tableau 18: Horaires de travail atypiques (15-64 ans)

	Travail posté	Travail le soir	Travail la nuit	Travail le samedi	Travail le dimanche
Femmes					
habituellement	6.7	11.2	3.9	19.8	11.0
parfois	0.0	4.3	1.5	6.0	4.9
jamais	93.3	84.5	94.6	74.2	84.1
Hommes					
habituellement	10.9	16.0	8.0	21.0	14.1
parfois	0.0	7.5	4.1	9.5	8.0
jamais	89.1	76.5	87.9	69.5	77.9

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

5. Mobilité

Selon l'enquête sur les forces de travail 2006, les salariés seraient globalement satisfaits de leur travail actuel puisque seuls 2.2% d'entre eux déclarent être à la recherche d'un autre emploi. Parmi eux, la grande majorité considère l'emploi actuel comme temporaire ou recherche un autre type d'emploi. Près de 80% des personnes à la recherche d'un autre emploi sont âgées de moins de 45 ans.

En 2006, 5.4% des salariés ont changé d'employeur par rapport à l'année précédente, 5.5% des hommes et 5.2% des femmes. Parmi ces changements, 52% se sont faits dans le même secteur d'activité.

Tableau 19: Recherche d'un autre emploi par genre (15-64 ans)

Recherche d'un autre emploi	Femmes	Hommes
		en %
	2.2	2.2
Motifs de recherche d'un autre emploi		
La personne craint de perdre l'emploi actuel ou sait qu'il va être supprimé	10.4	13.1
Elle considère l'emploi actuel comme un emploi d'attente ou recherche un autre type d'emploi	57.4	74.7
Elle désire trouver des conditions de travail meilleures par rapport à l'emploi actuel	8.6	4.3
Elle recherche un emploi supplémentaire	14.4	0.8
Elle désire travailler moins d'heures par rapport à l'emploi actuel	4.3	1.0
Autres motifs	5.0	6.1

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

6. Qualification, profession exercée, formation continue

6.1 Niveau d'instruction et profession exercée

Bien que les taux d'emploi et le chômage par niveau d'enseignement aient déjà été traités dans les chapitres précédents, le tableau 20 donne un éclairage aussi bien sur le niveau d'instruction de la population en âge de travailler que sur les relations entre qualification et participation à la vie économique. Rappelons que 42% des femmes en âge de travailler (15-64 ans) sont inactives contre 25% des hommes. Parmi celles ayant achevé le niveau d'enseignement supérieur, 17% sont inactives contre seulement 9% des hommes.

En examinant la qualification des personnes ayant un emploi, on s'aperçoit que parmi les 25 à 54 ans, quelque 42% des femmes peuvent être considérées comme « low-skilled » c.-à-d. ayant un niveau inférieur au « secondaire supérieur », contre près de 50% des hommes.

Tableau 20: Répartition de la population âgée de 15 à 64 ans par genre et situation par rapport à la vie économique

	En emploi		Au chômage		Inactifs(ves)	
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
						en %
Primaire	43	64	5	2	53	34
Secondaire inférieur	43	66	4	4	53	30
Secondaire supérieur	60	75	4	2	36	23
Supérieur	80	88	3	2	17	9
Total	55	73	4	3	42	25

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

Tableau 21: Situation par rapport à la vie économique par classe d'âges et genre de la population en âge de travailler

	En emploi		Au chômage		Inactifs(ves)		En emploi		Au chômage		Inactifs(ves)		Total
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	
15-24 ans													
Primaire	4	6	6	8	12	16	9	12	2	3	89	85	100
Secondaire inférieur	46	72	55	73	58	58	18	29	4	6	79	64	100
Secondaire supérieur	33	18	25	17	29	25	24	20	3	4	73	76	100
Supérieur	17	4	14	2	2	2	67	41	10	5	23	54	100
Total	100	100	100	100	100	100	21	25	4	5	75	69	100
25-54 ans													
Primaire	13	15	23	12	21	31	58	89	6	2	36	9	100
Secondaire inférieur	29	34	32	44	44	32	61	92	4	3	35	4	100
Secondaire supérieur	29	24	26	18	22	23	74	94	4	2	22	4	100
Supérieur	29	27	19	26	13	14	83	95	3	3	14	2	100
Total	100	100	100	100	100	100	69	93	4	3	26	5	100
55-64 ans													
Primaire	22	17	47	64	32	28	21	27	1	1	78	72	100
Secondaire inférieur	28	18	22	0	45	39	20	23	0	0	80	77	100
Secondaire supérieur	21	27	31	36	16	19	33	48	1	0	66	52	100
Supérieur	29	38	0	0	7	14	62	63	0	0	38	37	100
Total	100	100	100	100	100	100	28	39	1	0	72	61	100

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

Le tableau suivant met en évidence que l'on retrouve plus de diplômé(e)s de l'enseignement supérieur parmi les étrangers(ères) résidant(e)s en âge de travailler mais également une proportion plus importante n'ayant pas dépassé le primaire.

Dans les graphiques suivants il apparaît que si la proportion de femmes qui parviennent à des postes de directrices ou cadres supérieures est proche de celle des hommes, elles sont plus diplômées que les hommes.

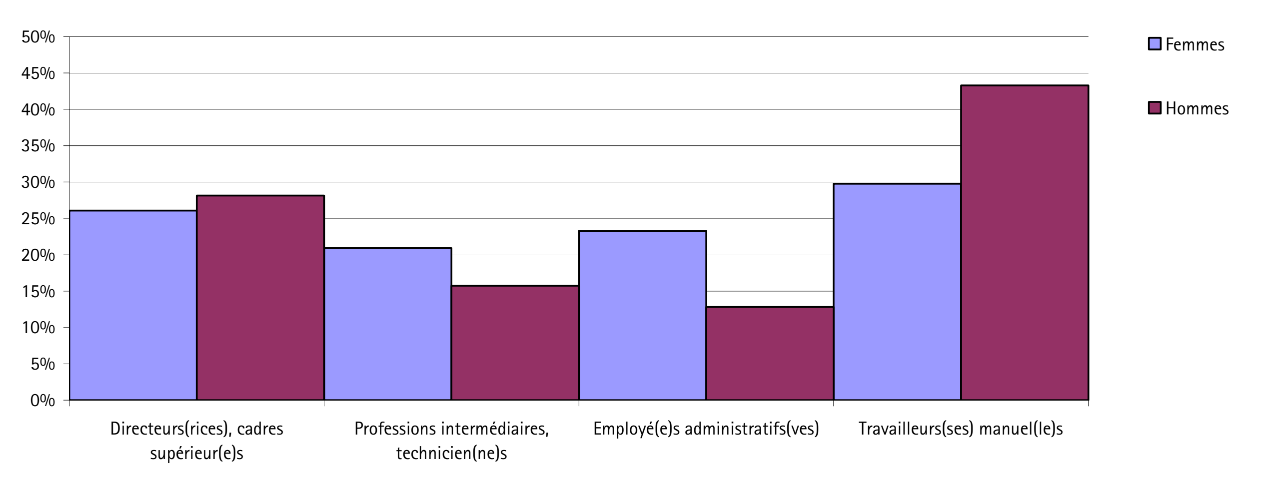
En considérant le domaine de formation, les clichés semblent se confirmer. En effet, les domaines de prédilection pour les études supérieures des femmes sont les sciences sociales, le commerce et le droit (30%), les sciences de l'éducation (20%), la santé et protection sociale (14%) ainsi que les langues étrangères (12%). Du côté des hommes, 37% d'entre eux ont fait des études dans le domaine des sciences sociales, du commerce et du droit et 23% dans le domaine de l'ingénierie.

Tableau 22: Niveau d'éducation des personnes en âge de travailler (15-64 ans) par nationalité

	Primaire	Secondaire inférieur	Secondaire supérieur	Supérieur
				en %
Luxembourgeoises	11	47	27	16
Etrangères	25	26	25	24
Luxembourgeois	10	45	27	18
Etrangers	26	29	19	26

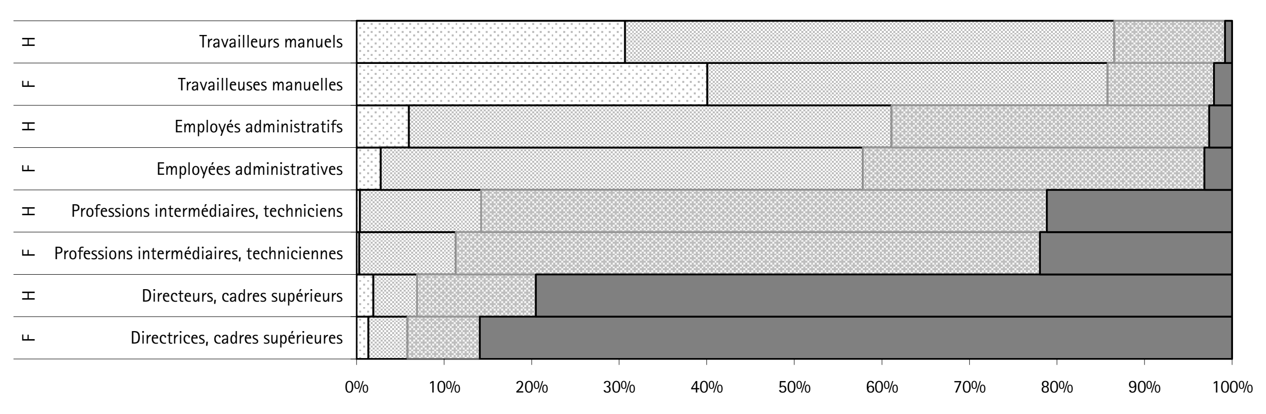
Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

Graphique 13: Profession exercée par genre



Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Graphique 14: Niveau d'éducation par genre et profession exercée



Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

6.2 Niveau d'instruction, secteur d'activité et profession exercée du conjoint: homogamie sociale

Les 3 tableaux suivants confirment l'homogamie sociale, c'est-à-dire le fait de rechercher un conjoint dans le groupe social auquel on appartient.

En effet, en considérant le niveau d'enseignement, 64% des femmes n'ayant pas dépassé le primaire, vivent en couple avec un conjoint à niveau équivalent et 89% avec un partenaire n'ayant pas dépassé le secondaire inférieur. A l'autre bout, 69% de celles ayant achevé l'enseignement supérieur, vivent avec des universitaires. Corrélativement, l'homogamie sociale atteint 68% pour les directrices ou cadres supérieures et 78% pour les travailleuses manuelles.

Bien que moins prononcée, elle existe également au niveau sectoriel.

Tableau 23: Niveau d'enseignement du couple

	Niveau d'enseignement du partenaire			
Niveau d'ens. de la femme	Primaire	Secondaire inférieur	Secondaire supérieur	Supérieur
				en %
Primaire	64	25	9	2
Secondaire inférieur	15	50	24	11
Secondaire supérieur	6	31	35	28
Supérieur	1	9	20	69

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

Tableau 24: Secteur d'activité du couple

	Secteur d'activité du partenaire											
Secteur d'activité de la femme	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
												en %
1. Agriculture	76	6	2	0	0	3	3	0	6	0	0	3
2. Industrie manufacturière	1	30	13	10	0	6	8	8	12	1	4	4
3. Construction	0	10	48	8	0	8	5	2	8	2	4	5
4. Commerce, réparations automobile et d'art. domestiques	2	17	15	23	2	8	8	8	9	2	3	1
5. Hôtels et restaurants	0	19	19	10	27	9	2	4	3	0	3	3
6. Transports et communications	1	13	5	4	1	30	6	11	16	4	3	2
7. Intermédiation financière	2	10	5	10	2	4	40	10	10	1	1	1
8. Immobilier, location et services aux entreprises	0	8	25	9	3	5	8	21	8	3	4	2
9. Administration publique	1	9	9	7	0	12	10	9	27	4	5	3
10. Education	3	11	4	5	1	10	9	8	15	23	4	3
11. Santé et action sociale	1	17	12	10	1	12	7	7	13	3	12	2
12. Services collectifs, sociaux et personnels	1	13	10	8	5	4	5	6	20	10	5	11
13. Services domestiques	4	12	59	8	2	10	1	0	4	0	0	0

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

Tableau 25: Profession du couple

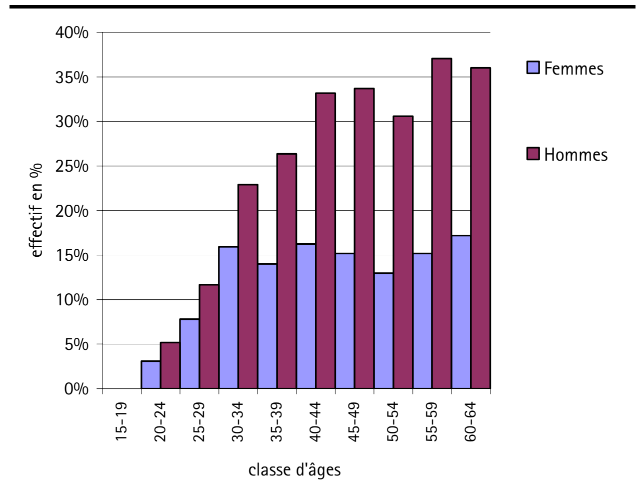
	Profession du partenaire			
Profession de la femme	Directeurs, cadres supérieurs	Professions intermédiaires, techniciens	Employés administratifs	Travailleurs manuels
				en %
Directrices, cadres supérieures	68	14	6	11
Professions intermédiaires, techniciennes	36	22	15	26
Employées administratives	20	20	21	39
Travailleuses manuelles	7	6	9	78

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

6.3 Fonction de supervision

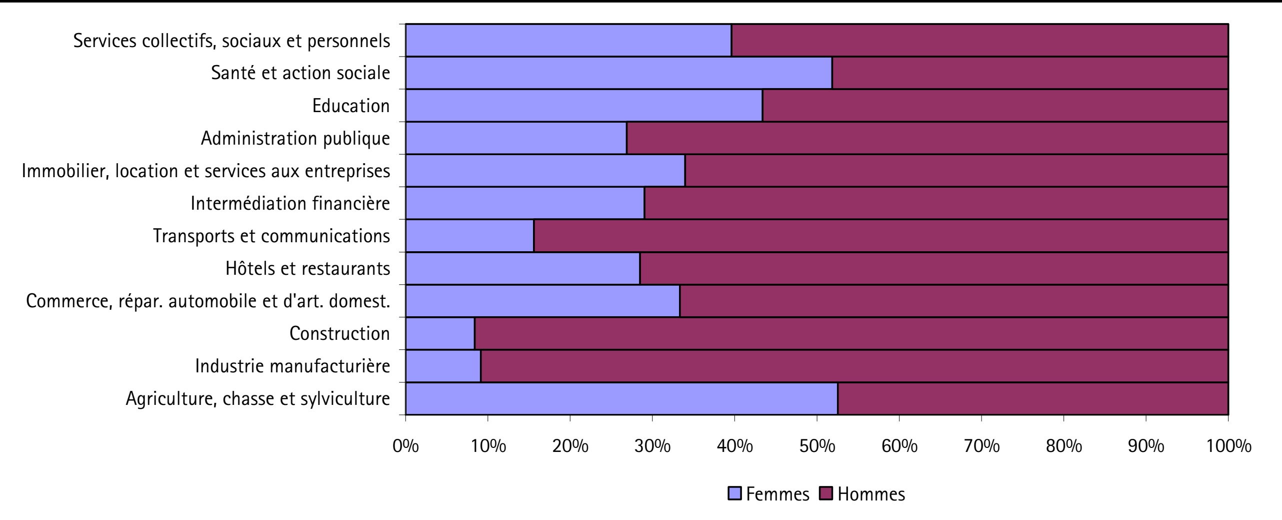
Globalement, l'exercice d'une fonction de supervision varie du simple au double entre femmes et hommes; 13% des femmes exercent une telle fonction contre 26% des hommes. En considérant l'âge il apparaît clairement que ce pourcentage augmente progressivement chez les hommes avec les classes d'âges, ce qui n'est pas le cas chez les femmes. Le pourcentage de femmes exerçant une fonction de supervision culmine entre 30 et 34 ans à 16% et stagne, voire, diminue par la suite.

Graphique 15: Exercice d'une fonction de supervision par genre et classe d'âges



Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Graphique 16: Exercice d'une fonction de supervision par genre et secteur d'activité



Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

6.4 Formation continue et fracture numérique

6.4.1 Formation continue

Dans l'enquête sur les forces de travail, il est demandé aux personnes interrogées si elles ont suivi une formation en dehors de l'enseignement formel au cours des quatre semaines précédant l'enquête. Au total, chez 6% des personnes en âge de travailler cette réponse était affirmative. En ne considérant que les personnes en emploi, 10% des femmes et 8% des hommes ont déclaré avoir suivi une telle formation. Ce type de formation était en 2006 d'une durée moyenne de 16 heures.

En prenant en compte l'âge des personnes, on constate que la plupart continuent à se former entre 25 et 50 ans, la part des femmes étant la plus élevée entre 30 et 39 ans et celle des hommes entre 35 et 44 ans.

En 2006, ces formations continues concernaient majoritairement les domaines « sciences sociales, commerce et droit », « santé et protection sociale », ainsi que ceux des langues étrangères, de l'informatique ou de la bureautique.

En termes d'objectif, cette formation était principalement liée à l'emploi, à 67% chez les femmes et à 81% chez les hommes. Parallèlement, 15% des femmes ayant suivi une formation continue étaient inactives contre seulement 2% des hommes. Ces formations liées à l'emploi ont eu lieu chez 78% des femmes pendant les heures de travail rémunérées, pourcentage qui s'élève à 83% des hommes.

En considérant le secteur d'activité, c'est surtout dans l'intermédiation financière, l'administration publique et la santé et action sociale que ces formations ont eu lieu.

Notons encore que 35% des femmes et 39% des hommes ayant participé à une formation continue étaient cadres supérieur(e)s.

6.4.2 Fracture numérique[1]

Près de trois quarts (73%) des particuliers ont utilisé leur ordinateur chaque jour ou presque chaque jour, les hommes étant cependant plus assidus (80%) que les femmes (65%).

Parmi les internautes qui se sont connectés au cours du premier trimestre 2006, soit quelque 240 000 personnes, deux tiers (66% ou 158 000 personnes) l'ont fait chaque jour ou presque chaque jour, avec une nette différenciation par sexe cependant: 57% pour les femmes et 73% pour les hommes. La fréquence d'utilisation augmente, pour les hommes comme pour les femmes, avec le niveau d'éducation.

Parmi les personnes qui n'ont pas effectué d'achats en 2006 ou n'en ont encore jamais commandé en ligne 47% des femmes et 39 % des hommes disent ne pas en éprouver le besoin.

Concernant les relations en ligne avec les autorités publiques, les hommes y sont plus enclins que les femmes. Ainsi 70% des internautes masculins utilisent la toile pour ce genre de communication contre 57% des internautes féminins.

La proportion de femmes internautes maîtrisant les compétences de base de l'ordinateur telles que copier ou déplacer un fichier ou dossier, utiliser les outils 'copier', 'couper' et 'coller', utiliser les formules arithmétiques de base pour additionner, soustraire, multiplier ou diviser des nombres dans un tableur est quasiment égale à celle des hommes, mais à mesure que le degré de complexité augmente cette quasi parité se mue en avantage pour les internautes masculins.

Ainsi 31% des hommes déclarent savoir écrire un programme en utilisant un langage de programmation, contre seulement 16% de femmes. Ce clivage s'accentue avec le niveau d'éducation; 45% des hommes de 16 à 74 ans ayant reçu une éducation scolaire formelle élevée savent écrire un programme contre 18% des femmes de 16 à 74 ans ayant reçu la même éducation. En revanche pour ce qui est de connecter et d'installer des périphériques (p.ex. une imprimante ou un modem) la proportion de femmes (13%) est plus du double de celle des hommes (6%).

[1] Il s'agit ici de quelques faits saillants issus du bulletin n° 1-07 « les TIC en 2006 » du STATEC

Tableau 26: Particuliers ayant utilisé un ordinateur ventilés par genre et niveau d'éducation

	Chaque jour ou presque chaque jour	Au moins une fois par semaine	Au moins une fois par mois	Moins d'une fois par mois
				Unité: en %
Total	72.9	21.2	4.4	1.5
Femmes de 16 à 74 ans	64.5	26.8	6.4	2.3
Hommes de 16 à 74 ans	79.5	16.8	2.8	0.9
Femmes de 16 à 74 ans ayant reçu une éducation scolaire formelle limitée ou nulle	53.4	30.4	12.1	4.0
Femmes de 16 à 74 ans ayant reçu une éducation scolaire formelle moyenne	66.0	25.9	5.9	2.2
Femmes de 16 à 74 ans ayant reçu une éducation scolaire formelle élevée	73.5	24.3	1.3	0.9
Hommes de 16 à 74 ans ayant reçu une éducation scolaire formelle limitée ou nulle	68.8	23.8	5.8	1.7
Hommes de 16 à 74 ans ayant reçu une éducation scolaire formelle moyenne	79.9	17.3	2.1	0.7
Hommes de 16 à 74 ans ayant reçu une éducation scolaire formelle élevée	88.9	9.9	0.9	0.4

Source: STATEC, TNS ILRES Enquête "TIC ménages 2006"

Champ: Particuliers ayant utilisé un ordinateur au 1er trimestre

7. Travail féminin et immigration

La société luxembourgeoise est marquée par une importante immigration qui se reflète également dans la composition de la population active.

Comme les indicateurs examinés dans ce chapitre, taux d'emploi et taux de chômage, ne concernent par définition, que les résidants, les actifs occupés habitant dans les régions limitrophes ne seront pas pris en compte[1].

7.1 Taux d'emploi par genre et nationalité

Les taux d'emploi ont été calculés à la fois pour les 15 à 64 ans et les 25 à 54 ans, ce dernier groupe correspondant à ce qu'en anglais, on appelle les 'prime-age workers'. Alors que dans l'ensemble de la population en âge de travailler, les étrangers affichent des taux plus élevés, le contraire est observé pour les 25 à 54 ans, et ceci aussi bien chez les hommes que chez les femmes. C'est la moindre participation à la vie professionnelle avant 25 et après 55 ans des nationaux des deux sexes qui explique ce phénomène. Une autre raison serait que les étrangers actifs se retrouvent plus souvent au chômage.

Tableau 27: Taux d'emploi par sexe et groupe d'âges, selon la nationalité

	Sexe et groupe d'âges			
	Hommes		Femmes	
Nationalité	15 à 64 ans	25 à 54 ans	15 à 64 ans	25 à 54 ans
Nationaux	69.7	93.3	52.2	70.1
Etrangers	76.6	92.2	57.8	68.6

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

Une ventilation plus fine de la population étrangère selon les principales nationalités montre qu'entre 25 et 54 ans, les Françaises, les Allemandes, les Italiennes ainsi que les non communautaires ont des taux plus faibles que les autochtones. Pour les Belges, les Portugaises et les autres communautaires, ces taux sont plus élevés. Ces différences sont beaucoup moins marquées dans la population masculine.

Tableau 28 Taux d'emploi par sexe et groupe d'âges, selon la nationalité

	Sexe et groupe d'âges			
Nationalité	Hommes		Femmes	
	15 à 64 ans	25 à 54 ans	15 à 64 ans	25 à 54 ans
				en %
Nationaux	69.7	93.3	52.2	70.1
Belges	79.4	94.0	61.6	75.8
Français	84.5	95.3	60.9	69.8
Allemands	74.5	91.5	58.4	64.4
Italiens	70.6	92.1	52.6	66.3
Portugais	77.3	92.1	59.7	71.0
Autre UE15	76.9	96.2	61.9	75.0
EU10	77.8	87.7	79.9	85.2
Autre	61.6	77.9	36.0	44.6

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

Que le taux d'emploi global (15 à 64 ans) des étrangères dépasse celui des autochtones parce que leur participation à la vie professionnelle est plus importante parmi les 15 à 24 ans et les 55 à 64 ans est confirmé par les chiffres du tableau suivant donnant les taux d'emploi féminins pour les différents groupes d'âges quinquennaux.

Tableau 29: Taux d'emploi féminins par classe d'âges et nationalité

	Nationalité	
Classe d'âges	Nationales	Etrangères
		en %
15-19	3.4	5.1
20-24	34.6	46.0
25-29	76.0	69.3
30-34	86.6	76.2
35-39	74.5	67.3
40-44	70.8	72.3
45-49	65.2	65.4
50-54	54.9	57.1
55-59	33.8	51.9
60-64	8.4	15.1

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

Ainsi, dans le groupe des 20 à 24 ans il est de 46.0 % chez les étrangères et de seulement 34.6 % chez les femmes de nationalité luxembourgeoise. Entre 55 et 59 ans ces taux s'élèvent à respectivement 51.9 % et 33.8%.

[1] Pour une analyse de la main-d'œuvre frontalière, se rapporter au Cahier économique du STATEC No 100 'Les salariés frontaliers dans l'économie'.

7.2 Taux de chômage par sexe, âge et nationalité

Les chiffres relatifs au taux de chômage, établis selon les critères du BIT, font état d'un écart significatif entre nationaux et étrangers. Aussi bien chez les femmes que chez les hommes et quelles que soient les limites d'âges choisies, celui des résidants étrangers est plus du double de celui des nationaux. Entre 25 et 54 ans, on enregistre un taux de 3.2 % pour les autochtones contre plus de 9% chez les étrangères.

Tableau 30: Taux de chômage (BIT) par sexe et groupe d'âges selon la nationalité

	Sexe et groupe d'âges			
	Hommes		Femmes	
Nationalité	15 à 64 ans	25 à 54 ans	15 à 64 ans	25 à 54 ans
				en %
Nationaux	2.3	1.5	4.0	3.2
Etrangers	5.0	4.2	9.0	9.1

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

7.3 Part du travail à temps partiel

Il est connu que le travail à temps partiel est beaucoup plus répandu chez les femmes que chez les hommes. Chez ces derniers le pourcentage en question est compris entre 2 % et 3 %. Chez leurs homologues féminins il se situe entre 30 % et 40 %. Si quelque 40 % des femmes de nationalité luxembourgeoise ne travaillent pas à temps plein, seulement un tiers des étrangères sont dans cette situation.

Tableau 31: Pourcentage des salarié(e)s travaillant à temps partiel par sexe, groupe d'âges et nationalité

	Sexe et groupe d'âges			
	Hommes		Femmes	
Nationalité	15 à 64 ans	25 à 54 ans	15 à 64 ans	25 à 54 ans
Nationaux	2.4	2.1	39.2	40.8
Etrangers	2.8	2.1	33.1	33.1

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

8. Indicateurs de ségrégation

Pour mesurer la ségrégation entre hommes et femmes dans les professions exercées, un certain nombre d'indicateurs ont été proposés. La statistique de base commune est un simple tableau croisé donnant la répartition par sexe des professions telle qu'elle résulte de recensements de la population ou de diverses enquêtes sur l'emploi (au Luxembourg, l'enquête sur les forces de travail). La codification des professions se fait selon une nomenclature mise au point par le Bureau International du Travail, la 'Classification Internationale Type des Professions' (CITP) qui comporte divers niveaux de désagrégation allant d'une à cinq positions ('digits').

Trois indicateurs ou indices prédominent: l'indicateur de dissimilarité de Duncan & Duncan, l'indicateur de Moir et Selby-Smith dit WE (Women and Employment) ainsi que l'indice standardisé de Karmel et MacLachlan, les deux derniers pouvant être exprimés en fonction du premier.

De nombreuses critiques ont été émises à leur encontre. La première est que les valeurs prises par les différents indices diffèrent selon le niveau de détail des ventilations par profession[1]. La valeur de l'indicateur diminue avec le nombre de professions prises en compte. Autre critique: les écarts entre pays ou les évolutions dans le temps sont souvent difficiles à interpréter. Il peut ainsi paraître étonnant que la ségrégation puisse être plus importante en Suède qu'en Irlande.

Si d'autres méthodes, recourant par exemple à la régression logistique multinomiale, ont été élaborées pour remédier à ces inconvénients, la plupart des études ou systèmes d'indicateurs internationaux continuent de se référer aux trois indicateurs cités plus haut. Ils seront présentés brièvement dans ce rapport avec des comparaisons dans le temps et dans l'espace.

Le rapport 'Travail et cohésion sociale 2007', traite plus en détail la ségrégation par profession, formation ou secteur d'activité.

8.1 Les principaux indices et indicateurs

8.1.1 Indice de dissimilarité (ID)

Cet indice part de l'idée que la ségrégation est caractérisée par une différence entre les répartitions par genre des professions exercées. Plus ces deux distributions sont proches, moins la ségrégation est élevée.

La formule est la suivante

$$ID = 0.5 \sum_i \; | M_i / M - F_i / F |$$

où M_i = nombre d'hommes dans la profession i

M = nombre total d'hommes exerçant une profession

F_i = nombre de femmes dans la profession i

F = nombre total de femmes exerçant une profession

L'indicateur en question est égal à 0 lorsqu'il y a égalité parfaite, les deux distributions étant alors, en valeur relative, exactement les mêmes. S'il s'élève à 1 on est en présence d'une dissimilarité complète. Une interprétation courante est que l'indicateur indique la proportion de femmes (ou d'hommes) qui devrait changer de profession pour éliminer toute ségrégation. Cette interprétation ne serait cependant valable que dans une situation où les parts des femmes et des hommes dans l'emploi total sont les mêmes.

8.1.2 Indice de MOIR et SELBY-SMITH (WE Index)

Avec cet indice, la ségrégation provient du fait que les proportions de femmes dans les différentes professions sont différentes de leur part dans l'emploi total.

[1] HAKIM Catherine ' Theoretical measurement issues in the analysis of occupational segregstion' Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung No 188 1996

Il est défini comme $WE = \sum_i | F_i / F - N_i / N |$

où N_i = nombre de personnes dans la profession i

N = nombre total de personnes exerçant une profession

La valeur prise par cet indicateur serait la proportion des personnes ayant un emploi qui doit changer de profession afin d'arriver à l'égalité entre hommes et femmes.

Après plusieurs réarrangements, on arrive à relier directement l'Indice WE à l'indice ID par une formule où le second est multiplié par le facteur M/N c.-à-d. la part relative des hommes dans l'emploi total. Par conséquent si cette part diminue pour un ID donné, l'indice WE baisse également. En l'absence de toute ségrégation il est égal à 0 et à deux fois la part des hommes dans l'emploi lorsque l'on est en face d'une dissimilarité complète.

8.1.3 Indice standardisé de Karmel et MacLachlan (IP)

De nouveau, la ségrégation décroît si les distributions par profession se rapprochent. Mais cet indice a la particularité de prendre en compte des différences au niveau des parts relatives des hommes et des femmes dans l'emploi total. Pour les comparaisons dans le temps ou dans l'espace, il est important de noter qu'un accroissement du poids des femmes dans l'emploi aboutit à une hausse de l'indicateur. Sa valeur varie de 0 (égalité parfaite) à 0.5 (dissimilarité complète).

Cet indicateur s'établit comme suit

$$IP = 1/N \sum_i |(1 - M/N) * M_i - M/N * F_i|$$

8.2 Évolution des indices entre 2001 et 2005/2006

Les indices ont été calculés à partir d'une nomenclature CITP à trois positions. Pour 2001, ce sont les chiffres du recensement de la population au 15 février qui ont été utilisés, ceux de la période 2005/2006 étant une moyenne des indicateurs calculés sur base des chiffres des enquêtes sur les forces de travail de 2005 et 2006.

La progression des indices durant l'intervalle de temps considéré dénoterait donc une augmentation de la ségrégation au niveau des professions exercées. Si l'augmentation de l'indice WE est plus faible que celle de l'indice de dissimilarité, cela est dû à la régression de l'emploi masculin dans l'emploi total. Pour apprécier l'évolution observée, il ne faut pas perdre de vue que le recensement est une enquête exhaustive contrairement aux EFT qui sont des enquêtes par sondage entachées d'une certaine marge d'erreur. Mais on peut supposer que le fait de considérer une moyenne des indices des enquêtes de 2005 et 2006 permet d'aplatir les variations aléatoires. D'ailleurs les indices sont en augmentation pour les deux enquêtes prises séparément.

Tableau 32: Indices de ségrégation par profession 2001 – 2005/2006

	Année	
Indice	2001	2005/2006
Indice de dissimilarité	50.63	54.00
Indice de Moir et Selby-Smith (WE)	59.84	62.08
Indice standardisé de Karmel et MacLachlan	24.48	26.38

Sources : Statec, RP2001, EFT2005, EFT2006

8.3 La ségrégation professionnelle dans l'Union Européenne

La ségrégation par genre dans les professions fait partie du système d'indicateurs mis en place par le 'Comité pour l'emploi' de l'UE. C'est l'indicateur standardisé de Karmel et MacLachlan qui a été retenu.

Le tableau suivant qui retrace l'évolution de l'indice en question durant les années 2002-2005, ne laisse pas apparaître de tendance très marquée.

Le Luxembourg se placerait plutôt en position moyenne, l'Irlande étant le pays le plus égalitaire avec un indice de 22.5. La plus forte ségrégation serait observée en Finlande (28.9). Ce constat plutôt surprenant renvoie aux critiques mentionnées plus haut quant à la signification de ces indices.

Tableau 33: Indicateur de ségrégation KARMEL-MACLACHLAN par profession dans l'UE15

				Année
Pays	2002	2003	2004	2005
UE25	25.0	25.3	25.3	25.2
UE15	25.1	25.3	25.4	25.4
NEM10	26.2	26.4	26.3	26.1
Allemagne	26.9	26.7	26.7	26.5
Autriche	27.8	27.8	25.8	26.0
Belgique	25.3	26.3	26.7	26.2
Danemark	28.3	27.4	27.5	26.9
Espagne	25.3	26.4	26.2	26.6
Finlande	29.4	29.5	29.3	28.9
France	26.3	26.5	26.6	26.3
Grèce	21.6	21.7	22.5	22.5
Irlande	26.9	27.1	26.8	27.2
Italie				
Luxembourg	27.1	24.7	25.7	26.4
Pays-Bas	24.5	25.3	25.7	26.2
Portugal	27.6	27.4	26.0	25.9
Royaume-Uni	26.5	26.5	26.3	25.9
Suède	27.8	27.7	27.6	27.4

Source : EUROSTAT

9. Genre et risque de pauvreté au Luxembourg[1]

L'analyse du risque de pauvreté selon le genre est un prolongement logique des analyses précédentes en termes d'emploi, de chômage, de niveau d'éducation, et anticipe celles qui suivent en termes de différences salariales entre les femmes et les hommes. Mais elle s'en différencie par l'unité d'analyse. Si les taux d'emploi, de chômage, le niveau d'éducation, les différences salariales sont estimés au niveau de l'individu, l'estimation du risque de pauvreté intègre à la fois le niveau ménage et le niveau individuel. En effet, pour estimer le risque de pauvreté, on retient l'hypothèse qu'au sein d'un ménage, les différents membres qui le composent ont tous le même niveau de bien-être, lequel est mesuré, par exemple, par le revenu disponible du ménage. Les revenus individuels (salaires, pensions, transferts….) des différents membres d'un ménage sont mutualisés puis répartis en parts égales entre les différents membres. On entrevoit donc que si un membre d'un ménage est (n'est pas) exposé au risque de pauvreté, tous les autres membres de ce ménage sont (ne sont pas) exposés à ce risque. Ainsi, sous cette hypothèse[2] si tous les ménages étaient formés de couples indissolubles, la question du genre ne se poserait pas dans l'analyse du risque de pauvreté. Ce sont donc surtout les individus qui appartiennent à des ménages d'isolé(e)s et à des familles monoparentales qui apporteront la réponse à la dimension sexuée de la pauvreté.

9.1 Taux de risque de pauvreté monétaire relative

Les données les plus récentes en matière de risque de pauvreté monétaire relative (cf. encadré pour une définition du risque de pauvreté monétaire relative) concernent l'année 2005. Avec un seuil de risque de pauvreté monétaire égal à 60% du revenu disponible équivalent adulte médian, le taux de risque de pauvreté monétaire est de 13% pour l'ensemble de la population, de 13.3% pour les femmes et de 12.7% pour les hommes sans que l'on puisse conclure à une différence statistique significative entre femmes et hommes (cf. tableau 34). Le fait que 70% des adultes[3] sont en couple et que, par définition, les femmes et les hommes en couple présentent le même taux de risque de pauvreté, explique que la différence hommes-femmes ne soit pas significative sur l'ensemble de la population. Dès lors que l'on ne s'intéresse qu'aux femmes et aux hommes qui vivent seul(e)s ou à la tête d'une famille monoparentale (cf. tableau 35), les différences entre hommes et femmes deviennent plus sensibles. Les femmes célibataires affichent un taux de risque de pauvreté de 25% contre 19% pour les hommes, mais ces différences sont essentiellement le fait des femmes célibataires ayant ou ayant eu des enfants, car sans enfants, le risque est le même pour les hommes que pour les femmes. Pour celles qui sont séparées ou divorcées, ce taux atteint 25% contre 10% chez les hommes et ces différences concernent autant ceux avec ou sans enfants. Seules les femmes veuves sont moins fréquemment exposées au risque de pauvreté que les hommes veufs puisqu'elles ne sont que 2% à connaître ce risque pour 7% des veufs.

Tableau 34: Taux de risque de pauvreté monétaire selon l'âge et le sexe en 2005

Total	Total	13
	Femme	13
	Homme	13
0-15 ans	Total	20
16-24 ans	Total	15
	Femme	14
	Homme	17
25-49	Total	13
	Femme	15
	Homme	12
50-64 ans	Total	8
	Femme	8
	Homme	8
65ans et plus	Total	7
	Femme	6
	Homme	9

Source : PSELL3/ EU-SILC – CEPS/INSTEAD

[1] Partie réalisée par M. Fred Berger, CEPS/INSTEAD

[2] Cette hypothèse, qui peut paraître forte, repose sur le modèle unitaire dans lequel le ménage est considéré comme un décideur unique et au sein duquel les revenus sont mis en commun. Elle est contestée par certains, qui lui préfèrent l'hypothèse de multiplicité de décideurs et de préférences distinctes entre les membres du ménage, avec pour effet un risque différencié d'être exposé au risque de pauvreté pour les différents membres d'un même ménage.

[3] Il s'agit des adultes ayant quitté le système scolaire.

La lecture des taux de risque de pauvreté selon le type de ménage conduit aux mêmes constats (cf. tableau 36). Les femmes de moins de 65 ans vivant seules affichent un taux de risque de pauvreté de 19% contre 15% chez les hommes de moins de 65 ans vivant seuls. Et, en ne considérant que les moins de 55 ans, car une part importante des femmes seules de 55 à 65 ans sont déjà veuves, ces taux sont respectivement de 26% et 15%. Les personnes appartenant à une famille monoparentale, qui 9 fois sur 10 ont une femme à leur tête, sont les plus exposées au risque de pauvreté puisque près d'une personne sur trois se trouve confrontée à cette situation.

Tableau 35: Taux de risque de pauvreté monétaire des personnes vivant seules ou à la tête d'une famille monoparentale selon la situation matrimoniale, le sexe et le fait d'avoir (eu) ou non des enfants

		Total	A(eu) des enfants	N'a pas (eu) d'enfants
Total	Total	15	13	18
	Femme	16	14	19
	Homme	15	11	18
Jamais marié(e)	Total	22	49	19
	Femme	25	58	18
	Homme	19	12	19
Séparé(e), divorcé(e)	Total	19	18	26
	Femme	25	23	33
	Homme	10	13	14
Veuf(ve)	Total	3	3	3
	Femme	2	2	0
	Homme	7	7	8

Source : PSELL3/ EU-SILC – CEPS/INSTEAD

Tableau 36: Taux de risque de pauvreté selon le type de ménage

Isolé de moins de 65 ans femme	19
Isolé de moins de 65 ans homme	15
Isolé de 65 ans et plus femme	5
Isolé de 65 ans et plus homme	13
Isolé total	14
2 adultes de moins de 65 ans sans enfant à charge	6
2 adultes dont au moins 1 est âgé de 65 ans et plus sans enfant à charge	7
Autres types de ménage sans enfant à charge	3
Parent isolé avec 1 ou plusieurs enfants à charge	32
2 adultes avec 1 enfant à charge	13
2 adultes avec 2 enfants à charge	16
2 adultes avec 3 enfants ou plus à charge	21
Autres types de ménages avec enfant(s) à charge	14
Ensemble des ménages sans enfant à charge	8
Ensemble des ménages avec enfant(s) à charge	17

Source : PSELL3/ EU-SILC – CEPS/INSTEAD

9.2 Travailleuses et travailleurs pauvres

Par convention, un travailleur pauvre est une personne qui exerce une activité professionnelle pendant au moins 7 mois au cours d'une année civile et qui est exposée au risque de pauvreté monétaire relative. Le concept de travailleur pauvre est un concept hybride qui combine une situation individuelle aux revenus de l'ensemble du ménage. Analyser cet indicateur selon le genre ne va pas sans poser de problèmes car les situations individuelles (bas salaires, temps partiels, interruptions…) peuvent être compensées par les caractéristiques des autres membres du ménage.

Ainsi, lorsqu'on estime le taux de travailleurs pauvres, on constate que celui des hommes en couple (10%) est supérieur à celui des femmes en couple (7%). Pour les personnes vivant seules ou à la tête d'une famille monoparentale, c'est le contraire que l'on observe: 17% de travailleuses pauvres contre 11% de travailleurs pauvres.

Chez les couples, cette situation est le fruit de combinaisons variées et complexes qui tiennent à la fois au montant du ou des salaires et à l'intensité au travail du couple, à savoir si les deux membres du couple travaillent ou non et sous quelle forme se présente l'emploi (temps plein, temps partiel). Indirectement, cet indicateur laisse transparaître une situation déjà largement décrite dans la première partie de ce rapport, à savoir le plus faible taux d'emploi des femmes en couple, plus spécifiquement lorsque des enfants sont présents dans le ménage, et le fait qu'elles occupent plus fréquemment des emplois à temps partiels.

Chez les personnes seules et chez celles à la tête d'une famille monoparentale, le concept de travailleur pauvre offre une lisibilité plus importante car la situation individuelle est moins noyée dans celle du ménage. Si globalement 17% de ces femmes sont travailleuses pauvres contre 11% des hommes, il n'existe pas d'écart significatif entre les hommes (11%) et les femmes (12%) célibataires qui vivent seul(e)s. L'écart global provient d'une part de l'écart entre les femmes (21%) et les hommes (10%) divorcé(e)s ou séparé(e)s vivant seul(e)s et d'autre part du fait que ce sont essentiellement des femmes qui sont à la tête des familles monoparentales, lesquelles sont 26% à être travailleuses pauvres.

9.3 Les bénéficiaires du RMG: plus fréquemment des femmes

Le profil des bénéficiaires du revenu minimum garanti (RMG) confirme les résultats obtenus à partir de l'enquête SILC-PSELL3. Sur les 7199 bénéficiaires du RMG au 31.12.2005, les femmes étaient 3 966 pour 3 233 hommes, soit 55,1% de femmes alors qu'elles ne représentent que 51,4% de la population totale de 20 ans et plus. Les familles monoparentales sont particulièrement surreprésentées au sein des bénéficiaires du RMG puisque 18% des communautés domestiques bénéficiaires du RMG sont composés d'un bénéficiaire adulte avec enfant(s), essentiellement des femmes avec enfant(s), alors que les familles monoparentales ne représentent qu'environ 3% de l'ensemble des ménages. On estime qu'environ 25% des familles monoparentales bénéficient du RMG contre 1% des couples sans enfant, 2% des couples avec enfants et 8% des personnes seules.

9.4 Au-delà des constats....

Les constats dégagés pour l'année 2005, qui sont un instantané dans le cycle de vie, mettent particulièrement en lumière les effets inégaux de la répartition du risque économique en cas de désunion, les effets de la dépendance économique de certaines femmes mariées et plus largement, des femmes en couple, et les effets de la difficile articulation vie professionnelle vie familiale.

La dépendance économique des femmes en couple, même si elle tend à se réduire puisque de plus en plus de femmes en couple exercent une activité professionnelle (mais souvent à temps partiel), les place dans une situation vulnérable lorsque survient une séparation ou un divorce, particulièrement lorsque des enfants sont ou ont été présents. Si, contrairement à autrefois, le mariage ne constitue plus l'événement à l'origine du retrait des femmes du marché de l'emploi, la naissance des enfants, même si là aussi on observe une tendance vers un maintien de l'activité, reste le facteur déterminant du retrait du marché de l'emploi ou de la réduction du temps de travail, les rendant entièrement ou partiellement économiquement dépendantes de leur conjoint.

Après une séparation, pour conquérir ou reconquérir une indépendance économique grâce à un emploi, cet éloignement du marché du travail constitue un handicap, tant au niveau de la recherche d'emploi, au niveau du choix de l'emploi, qu'au niveau de la rémunération, puisque celle-ci est déterminée en partie par l'expérience. A cela s'ajoute le fait, que suite à une rupture d'un couple avec enfants, c'est à la femme qu'en revient la plupart du temps la charge; elle doit alors, seule, concilier vie familiale et vie professionnelle. En effet, les femmes qui élèvent seules leurs enfants sont plus fréquemment actives que celles qui vivent en couple puisque 80% d'entre elles exercent une activité professionnelle mais la moitié d'entre elles occupent un emploi à temps partiel et perçoivent donc, des revenus du travail peu élevés. Si l'on sait qu'exercer une activité professionnelle protège contre le risque de pauvreté, cette situation n'est pas obligatoirement vérifiée lorsqu'à la fois les revenus dégagés par cette activité professionnelle sont faibles, soit parce qu'il s'agit d'un emploi pas ou peu qualifié, soit parce qu'il s'agit d'un emploi à temps partiel, et que le nombre d'apporteurs de revenus par rapport au nombre de personnes à charge est faible.

En cas de rupture, la dépendance économique des femmes en couple les place dans une situation vulnérable. Par contre, en cas de décès du conjoint, le système de protection sociale, à travers la pension de survie du conjoint, forme un excellent rempart contre le risque de pauvreté des veuves. La pension de survie du conjoint représente entre 75% et 80% du montant de la pension de vieillesse du conjoint décédé (si l'épouse ne bénéficie d'aucun droit propre). D'ailleurs, compte tenu du mode d'évaluation du niveau de bien-être économique, celui-ci progresse fréquemment au moment du veuvage puisque les besoins se réduisent plus (33%) que ne se réduisent les revenus (maximum 25%). Mais, dans le cas d'un décès précoce, le conjoint survivant, en l'occurrence plus fréquemment les femmes que les hommes, se trouve confronté au même risque que lors d'une rupture car, dans ce cas, le montant de la pension de survie est peu élevé.

L'analyse du risque de pauvreté selon le genre, le risque étant entendu dans cette expression comme un risque instantané, connu et observé à cause de ressources financières insuffisantes, met surtout en évidence le plus grand risque, entendu ici comme une situation potentielle, des femmes lors d'une rupture.

Le taux de risque de pauvreté monétaire relative

Le taux de risque de pauvreté monétaire relative est défini ici comme la part des personnes ayant un revenu disponible équivalent adulte inférieur au seuil de risque de pauvreté monétaire relative. Par convention, ce dernier est égal à 60% du revenu disponible équivalent adulte national médian. Le revenu disponible équivalent adulte est un concept qui permet de comparer le revenu de personnes appartenant à des ménages de taille et de composition différentes en tenant compte des économies d'échelle réalisées au sein des différents types de ménage. Il est obtenu en divisant le revenu disponible du ménage par un jeu de coefficients appelé échelle d'équivalence. L'échelle d'équivalence retenue ici est l'échelle d'équivalence OCDE modifiée, où le premier adulte du ménage vaut 1 unité de consommation, les adultes (personnes de 14 ans et plus) subséquents valent 0,5 unité de consommation et les enfants (personnes de moins de 14 ans) valent 0,3 unité de consommation. Exprimé en revenu disponible, le seuil de pauvreté monétaire relative varie donc selon la taille et la composition du ménage. En 2005, il vaut, par exemple, 17 077 euros/an (1 423 euros/mois) pour une personne seule, 25 616 euros/an pour un couple, 22 200 euros/an pour une personne isolée avec un enfant, 30 739 euros/an pour un couple avec un enfant ou 35 862 euros/an pour un couple avec deux enfants. Le revenu disponible est composé de l'ensemble des revenus des différents membres du ménage, perçus dans le courant d'une année civile - revenus du travail, du patrimoine, transferts sociaux (pensions, indemnités chômage, aides sociales, prestations familiales...), transferts privés (le plus souvent des pensions alimentaires reçues) - après prélèvements obligatoires (cotisations sociales, impôts sur le revenu des personnes physiques et sur la fortune) et après transferts privés versés. Il s'agit donc du revenu à la disposition du ménage[1] pour consommer, y compris rembourser ses dettes, et éventuellement épargner.

[1] Certains ménages peuvent puiser dans leur épargne ou vendre une part de leur patrimoine ou encore recourir à des emprunts pour assurer leurs dépenses, mais ces composantes ne sont pas prises en compte dans la définition du revenu disponible.

PARTIE I: SITUATION GLOBALE SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL

Chapitre II: Analyses économétriques

10. Participation à la vie active

La régression logistique[1] portant sur la population âgée entre 25 et 54 ans[2] et utilisant comme variables de contrôle l'âge, l'âge au carré, l'âge à l'arrivée au Grand-Duché, la nationalité ainsi que le niveau d'instruction laisse apparaître des différences substantielles. Toutes choses égales par ailleurs, les chances d'être actif seraient nettement plus élevées pour les hommes que pour les femmes, de l'ordre de 660 % si l'on se réfère aux rapports de chances.

En utilisant les coefficients, on peut estimer la probabilité afférente d'un individu présentant des modalités données pour les variables de contrôle choisies. Ainsi, elle serait de 0.59 pour une femme de 45 ans, née au Grand-Duché, de nationalité luxembourgeoise, ayant achevé le secondaire inférieur, alors qu'elle serait égale à 0.92 pour un homme ayant le même profil. Si les deux sont universitaires, l'écart se resserrerait nettement, ces probabilités s'élevant alors à respectivement 0.81et 0.97.

En limitant l'analyse aux seules femmes, il se confirme que pour elles également, ces chances augmentent fortement avec le niveau d'instruction. Les ressortissantes belges, italiennes et surtout portugaises ont une probabilité supérieure aux femmes de nationalité luxembourgeoise de faire partie de la population active. Pour une autochtone, âgée de 35 ans, niveau Bac, la probabilité en question atteindrait 0.90, celle d'une Portugaise, née au Luxembourg ou arrivée avant l'âge de 6 ans, 0.95. La différence s'accroît pour les femmes n'ayant pas dépassé le primaire avec des probabilités de respectivement 0.78 et 0.88.

Tableau 37: Régression logistique – Participation à la vie active entre 25 et 54 ans

	Coefficient	Erreur standard		Rapport des chances
AGE	0.279	0.008	**	1.322
AGE2	-0.004	0.000	**	0.996
GENRE	-2.034	0.017	**	0.131
PAYS de NAISSANCE et ÂGE à L'IMMIGRATION	0.034	0.027		1.035
NIVEAU d'INSTRUCTION				
Secondaire inférieur	0.516	0.021	**	1.675
Secondaire supérieur	1.089	0.024	**	2.971
Tertiaire	1.624	0.027	**	5.075
NATIONALITÉ				
Belges	0.128	0.044	*	1.137
Français(es)	-0.085	0.036		0.918
Allemand(e)s	-0.447	0.041	**	0.640
Italien(ne)s	0.012	0.038		1.013
Portugai(es)	0.759	0.033	**	2.135
Autre UE15	-0.064	0.042	*	0.938
UE10	0.021	0.077		1.022
Autre	-0.742	0.038	**	0.476
Constante	-2.566	0.158	**	0.077
Pseudo R2 de Nagelkerke	0.237			

Catégories de référence
Genre : Masculin
Pays de naissance et âge à l'immigration : Né(e) au Luxembourg ou arrivé(e) avant 6 ans
Niveau d'instruction : Primaire
Nationalité : Nationaux
Coefficients de régression
** coefficients significatifs à $p < 0.001$
* coefficients significatifs à $p < 0.05$

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

Tableau 38: Régression logistique – Participation à la vie active des femmes âgées entre 25 et 54 ans

	Coefficient	Erreur standard		Rapport des chances
AGE	0.163	0.009	**	1.322
AGE2	-0.002	0.000	**	0.996
PAYS de NAISSANCE et ÂGE à L'IMMIGRATION	-0.108	0.030		1.035
NIVEAU d'INSTRUCTION				
Secondaire inférieur	0.273	0.024	**	1.675
Secondaire supérieur	0.969	0.027	**	2.971
Tertiaire	1.487	0.030	**	5.075
NATIONALITÉ				
Belges	0.124	0.047	*	1.137
Français(es)	-0.154	0.039		0.918
Allemand(e)s	-0.330	0.045	**	0.640
Italien(ne)s	0.133	0.044		1.013
Portugais(es)	0.775	0.037	**	2.135
Autre UE15	0.007	0.045	*	0.938
UE10	0.374	0.090		1.022
Autre	-0.693	0.043	**	0.476
Constante	-2.006	0.182	**	0.077
Pseudo R2 de Nagelkerke	0.117			

Catégories de référence
Genre : Masculin
Pays de naissance et âge à l'immigration : Né(e) au Luxembourg ou arrivé(e) avant 6 ans
Niveau d'instruction : Primaire
Nationalité : Nationaux
Coefficients de régression
** coefficients significatifs à $p < 0.001$
* coefficients significatifs à $p < 0.05$

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

[1] Pour un exposé méthodologique succinct et un guide de lecture des résultats, voir Annexe 1.

[2] Ces personnes sont censées être dans la force de l'âge. Cette notion vient de l'anglais où l'on parle de 'prime-age workers'

11. Chômage

11.1 Régression logistique donnant la probabilité d'être au chômage

Parmi les 25 à 54 ans qui sont sur le marché du travail, le risque des femmes de se retrouver au chômage est, toutes choses égales par ailleurs (âge, âge à l'immigration, niveau d'instruction et nationalité), plus du double de celui des hommes.

Un individu de 30 ans qui a arrêté sa scolarité après le primaire et qui est de nationalité luxembourgeoise, aurait une probabilité d'être touché par le chômage qui s'élève à 0.03 s'il est de sexe masculin et de 0.07 s'il est de sexe féminin.

Tableau 39: Régression logistique – Etre au chômage (population active âgée entre 25 et 54 ans)

	Coefficient	Erreur standard	Rapport des chances
AGE	-0.225	0.015 **	0.798
AGE2	0.003	0.000 **	1.003
GENRE	0.847	0.026 **	2.333
PAYS de NAISSANCE et ÂGE à L'IMMIGRATION	0.762	0.048 **	2.142
NIVEAU d'INSTRUCTION			
Secondaire inférieur	0.222	0.042 **	1.249
Secondaire supérieur	-0.246	0.047 **	0.782
Tertiaire	-0.462	0.050 **	0.630
NATIONALITÉ			
Belges	0.512	0.067 **	1.669
Français(es)	0.206	0.064 *	1.229
Allemand(e)s	0.332	0.080 **	1.394
Italien(ne)s	0.472	0.067 **	1.604
Portugais(es)	0.343	0.055 **	1.409
Autre UE15	-0.144	0.082	0.866
Autre	1.551	0.059 **	4.718
Constante	0.562	0.292	
Pseudo R2 de Nagelkerke	0.098		

Catégories de référence
Genre : Masculin
Pays de naissance et âge à l'immigration : Né(e) au Luxembourg ou arrivé(e) avant 6 ans
Niveau d'instruction : Primaire
Nationalité : Nationaux

Coefficients de régression

** coefficients significatifs à $p < 0.001$
* coefficients significatifs à $p < 0.05$

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

En faisant ces estimations uniquement pour les femmes, on remarque que ces chances baissent avec l'âge et qu'elles sont nettement plus élevées pour celles nées au Luxembourg ou arrivées avant l'âge de 6 ans. Comparées aux femmes de nationalité luxembourgeoise, les chances de se retrouver au chômage sont plus fortes pour les Italiennes mais moins élevées pour les Portugaises. Les résultats de la régression attestent la corrélation négative avec le niveau d'instruction. Plus ce niveau est faible, plus ce risque est élevé.

Une Luxembourgeoise de 30 ans, sans emploi, n'ayant pas poursuivi sa scolarité au-delà du primaire aurait une probabilité de 0.06 d'être à la recherche d'un emploi, alors qu'elle ne serait que de 0.04 pour une Portugaise née au Grand-Duché ou arrivée avant l'âge de 6 ans.

Tableau 40: Régression logistique – Etre au chômage (population active féminine âgée entre 25 et 54 ans)

	Coefficient	Erreur standard	Rapport des chances
AGE	-0.181	0.020 **	0.834
AGE2	0.002	0.000 **	1.002
PAYS de NAISSANCE et ÂGE à L'IMMIGRATION	1.359	0.063 **	3.893
NIVEAU d'INSTRUCTION			
Secondaire inférieur	-0.040	0.052	0.961
Secondaire supérieur	-0.560	0.057 **	0.571
Tertiaire	-1.069	0.064 **	0.343
NATIONALITÉ			
Belges	-0.016	0.087 **	0.984
Français(es)	-0.437	0.084 *	0.646
Allemand(e)s	-0.044	0.096	0.957
Italien(ne)s	0.526	0.080 **	1.692
Portugais(es)	-0.345	0.072 **	0.708
Autre UE15	-0.249	0.094	0.780
UE10	-0.610	0.153	0.543
Autre	-0.934	0.077 **	2.543
Constante	0.842	0.378	
Pseudo R2 de Nagelkerke	0.100		

Catégories de référence
Pays de naissance et âge à l'immigration : Né(e) au Luxembourg ou arrivé(e) avant 6 ans
Niveau d'instruction : Primaire
Nationalité : Nationaux

Coefficients de régression

** coefficients significatifs à $p < 0.001$
* coefficients significatifs à $p < 0.05$

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

11.2 Inscription à l'ADEM

Pour les chômeurs au sens du BIT, on peut analyser les déterminants de leur inscription à l'ADEM. Il résulte de la régression que les femmes ont moins tendance à se faire enregistrer que les hommes. Chez elles, cette propension diminue également avec le niveau d'instruction. La prise en compte de leur nationalité montre qu'elle est plus élevée chez les étrangères que chez les Luxembourgeoises.

La probabilité d'être au chômage et d'être inscrite à l'ADEM serait de 0.42 pour une Luxembourgeoise de 30 ans ayant le niveau BAC et de 0.85 pour une Française ayant les mêmes caractéristiques mais qui aurait immigré après 6 ans.

Tableau 41: Régression logistique – Etre inscrit à l'ADEM (chômeurs BIT âgés entre 25 et 54 ans)

	Coefficient	Erreur standard		Rapport des chances
AGE	-0.016	0.034		0.984
AGE2	0.001	0.000		1.001
GENRE	-0.576	0.061		0.562
PAYS de NAISSANCE et ÂGE à L'IMMIGRATION	0.227	0.097	**	1.255
NIVEAU d'INSTRUCTION				
Secondaire inférieur	-0.422	0.085	**	0.655
Secondaire supérieur	-1.146	0.091	**	0.318
Tertiaire	-1.773	0.101	**	0.170
NATIONALITÉ				
Belges	0.765	0.135	**	2.149
Français(es)	1.913	0.157	*	6.772
Allemand(e)s	3.039	0.266	**	20.886
Italien(ne)s	1.123	0.154	**	3.073
Portugais(es)	-0.287	0.104		0.751
Autre UE15	1.269	0.180		3.558
UE10	1.094	0.288		2.985
Autre	0.680	0.124	**	1.974
Constante	1.076	0.633		
Pseudo R2 de Nagelkerke	0.180			

Catégories de référence
Genre : Masculin
Pays de naissance et âge à l'immigration : Né(e) au Luxembourg ou arrivé(e) avant 6 ans
Niveau d'instruction : Primaire
Nationalité : Nationaux

Coefficients de régression

** coefficients significatifs à $p < 0.001$
* coefficients significatifs à $p < 0.05$

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

Tableau 42: Régression logistique – Etre inscrit à l'ADEM (chômeurs BIT de sexe féminin âgés entre 25 et 54 ans)

	Coefficient	Erreur standard		Rapport des chances
AGE	-0.210	0.043	**	0.811
AGE2	0.003	0.001	**	1.003
				0.893
PAYS de NAISSANCE et ÂGE à L'IMMIGRATION	-0.113	0.130		0.893
NIVEAU d'INSTRUCTION				
Secondaire inférieur	-0.246	0.100		0.782
Secondaire supérieur	-0.868	0.106	**	0.420
Tertiaire	-1.934	0.133	**	0.145
NATIONALITÉ				
Belges	1.447	0.195	**	4.248
Français(es)	2.200	0.202	*	9.024
Allemand(e)s	3.341	0.291	**	28.000
Italien(ne)s	2.000	0.196	**	7.390
Portugais(es)	0.159	0.141		1.172
Autre UE15	2.231	0.233	**	9.311
UE10	1.238	0.329	**	3.449
Autre	0.291	0.155		1.338
Constante	4.138	0.822	**	
Pseudo R2 de Nagelkerke	0.179			

Catégories de référence
Pays de naissance et âge à l'immigration : Né(e) au Luxembourg ou arrivé(e) avant 6 ans
Niveau d'instruction : Primaire
Nationalité : Nationaux

Coefficients de régression

** coefficients significatifs à $p < 0.001$
* coefficients significatifs à $p < 0.05$

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

12. Personnes ayant un emploi

12.1 Temps partiel, temps complet

Toutes choses égales par ailleurs, un salarié masculin a beaucoup plus de chances d'être employé à temps plein que son homologue féminin. Si l'on prend des Luxembourgeois de 45 ans, employés administratifs travaillant dans l'intermédiation financière et que l'on les compare à leurs homologues féminins, la différence au niveau des probabilités est nette, 0.96 pour les premiers, 0.45 pour les seconds.

Tableau 43: Régression logistique – Travailler à temps complet (population âgée entre 25 et 54 ans)

	Coefficient	Erreur standard	Rapport des chances
AGE	-0.461	0.011 **	0.631
AGE2	0.005	0.000 **	1.005
GENRE	-3.307	0.028 **	0.037
PAYS de NAISSANCE et ÂGE à L'IMMIGRATION	0.023	0.034	1.023
NATIONALITÉ			
Belges	-0.080	0.049	0.923
Français(es)	0.667	0.048 **	1.947
Allemand(e)s	-0.200	0.055 **	0.818
Italien(ne)s	0.394	0.053 **	1.483
Portugais(es)	0.355	0.039 **	1.426
Autre UE15	0.025	0.052	1.025
UE10	1.618	0.177 **	5.041
Autre	0.224	0.058 **	1.251
PROFESSION			
Employé(e) administratif(ve)	0.160	0.025 **	1.174
Profession intermédiaire, technicien(ne)	0.422	0.026 **	1.525
Cadre supérieur(e), professions intellectuelles et scientifiques	1.019	0.030 **	2.771
SECTEUR d'ACTIVITÉ			
Agriculture, chasse et sylviculture	-0.342	0.161	0.710
Industrie manufacturière	0.329	0.049 **	1.389
Construction	-0.130	0.054	0.878
Commerce, rép. automobile et d'art. domest.	-0.085	0.037	0.919
Hôtels et restaurants	-0.434	0.053 **	0.647
Transports et communications	0.028	0.047	1.028
Immobilier, location et services aux entrepr.	-0.690	0.036 **	0.502
Administration publique	-0.422	0.035 **	0.656
Education	-0.732	0.038 **	0.481
Santé et action sociale	-0.777	0.032 **	0.460
Services collectifs, sociaux et personnels	-1.034	0.048 **	0.356
Services domestiques	-2.799	0.075 **	0.061
Activités extra-territoriales	0.825	0.057 **	2.283
Constante	13.567	0.228 **	
Pseudo R2 de Nagelkerke	0.452		

Catégories de référence
Genre : Masculin

Pays de naissance et âge à l'immigration : Né(e) au Luxembourg ou arrivé(e) avant 6 ans
Nationalité : Nationaux
Profession : Travailleur manuel
Secteur d'activité : Intermédiation financière

Coefficients de régression
** coefficients significatifs à $p < 0.001$
* coefficients significatifs à $p < 0.05$

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

Dans la seule population féminine, la probabilité de travailler à plein temps diminue avec l'âge et augmente lorsqu'on s'élève dans la hiérarchie sociale. En prenant l'intermédiation financière comme secteur de référence, l'analyse montre que c'est uniquement dans les industries manufacturières et les organismes internationaux que les chances en question sont plus élevées.

Tableau 44: Régression logistique – Travailler à temps complet (population salariée féminine âgée entre 25 et 54 ans)

	Coefficient	Erreur standard	Rapport des chances
AGE	-0.535	0.012 **	0.586
AGE2	0.006	0.000 **	1.006
PAYS de NAISSANCE et ÂGE à L'IMMIGRATION	0.071	0.037	1.073
NATIONALITÉ			
Belges	-0.043	0.052	0.957
Français(es)	0.701	0.052 **	2.015
Allemand(e)s	-0.312	0.058 **	0.732
Italien(ne)s	0.549	0.058 **	1.731
Portugais(es)	0.430	0.042 **	1.537
Autre UE15	0.070	0.056	1.073
UE10	1.537	0.178 **	4.652
Autre	0.385	0.062 **	1.470
PROFESSION			
Employé(e) administratif(ve)	0.392	0.028 **	1.481
Profession intermédiaire, technicien(ne)	0.585	0.029 **	1.795
Cadre supérieur(e), professions intellectuelles et scientifiques	1.270	0.033 **	3.562
SECTEUR d'ACTIVITÉ			
Agriculture, chasse et sylviculture	-0.892	0.203 **	0.410
Industrie manufacturière	0.204	0.054 **	1.226
Construction	-0.883	0.066 **	0.414
Commerce, rép. automobile et d'art. domest.	-0.067	0.039	0.935
Hôtels et restaurants	-0.266	0.057 **	0.767
Transports et communications	-0.291	0.052 **	0.747
Immobilier, location et services aux entrepr.	-0.764	0.039 **	0.466
Administration publique	-0.540	0.038 **	0.583
Education	-0.675	0.040 **	0.509
Santé et action sociale	-0.653	0.034 **	0.521
Services collectifs, sociaux et personnels	-0.763	0.052 **	0.466
Services domestiques	-2.727	0.077 **	0.065
Activités extra-territoriales	0.757	0.059 **	2.132
Constante	11.621	0.244 **	
Pseudo R2 de Nagelkerke	0.240		

Catégories de référence
Pays de naissance et âge à l'immigration : Né(e) au Luxembourg ou arrivé(e) avant 6 ans
Nationalité : Nationaux
Profession : Travailleur manuel
Secteur d'activité : Intermédiation financière

Coefficients de régression
** coefficients significatifs à $p < 0.001$
* coefficients significatifs à $p < 0.05$

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

12.2 Permanence de l'emploi

Les femmes auraient, toujours toutes choses égales par ailleurs, plus de chances d'avoir un emploi permanent que les hommes. Il faut dire qu'entre 25 et 54 ans la très grande majorité des salariés sont dans cette situation et qu'en termes de probabilités les différences sont minimes. Pour une femme de 35 ans de nationalité luxembourgeoise travaillant dans l'intermédiation financière elle s'élèverait à 0.985 contre 0.982 pour son collègue masculin.

Tableau 45: Régression logistique – Avoir un emploi permanent (population salariée âgée entre 25 et 54 ans)

	Coefficient	Erreur standard		Rapport des chances
AGE	0.239	0.016	**	1.271
AGE2	-0.002	0.000	**	0.998
GENRE	0.205	0.029	**	1.227
PAYS de NAISSANCE et ÂGE à L'IMMIGRATION	-0.211	0.053		0.810
NATIONALITÉ				
Belges	-0.235	0.078		0.791
Français(es)	-0.350	0.069	**	0.705
Allemand(e)s	-0.451	0.087	**	0.637
Italien(ne)s	-0.436	0.070	**	0.647
Portugais(es)	0.122	0.059	**	1.130
Autre UE15	0.386	0.102		1.471
UE10	-1.207	0.102	**	0.299
Autre	-0.487	0.081	**	0.615
PROFESSION				
Employé(e) administratif(ve)	-0.050	0.044	**	0.951
Profession intermédiaire, technicien(ne)	0.096	0.041	**	1.101
Cadre supérieur(e), professions intellectuelles et	0.472	0.044	**	1.604
SECTEUR d'ACTIVITÉ				
Agriculture, chasse et sylviculture	17.312	1520.124		
Industrie manufacturière	0.858	0.102		2.359
Construction	-0.112	0.084	**	0.894
Commerce, rép. automobile et d'art. domest.	-0.464	0.069	**	0.629
Hôtels et restaurants	-0.408	0.094	**	0.665
Transports et communications	-0.119	0.081		0.888
Immobilier, location et services aux entrepr.	-0.847	0.064	**	0.429
Administration publique	-1.019	0.065	**	0.361
Education	-1.985	0.066	**	0.137
Santé et action sociale	-1.287	0.063	**	0.276
Services collectifs, sociaux et personnels	-0.280	0.103	*	0.756
Services domestiques	0.632	0.232		1.881
Activités extra-territoriales	-0.819	0.086	**	0.441
Constante	-1.861	0.310	**	
Pseudo R2 de Nagelkerke	0.103			

Catégories de référence
Genre : Masculin
Pays de naissance et âge à l'immigration : Né(e) au Luxembourg ou arrivé(e) avant 6 ans
Nationalité : Nationaux
Profession : Travailleur manuel
Secteur d'activité : Intermédiation financière

Coefficients de régression
** coefficients significatifs à $p < 0.001$
* coefficients significatifs à $p < 0.05$

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

12.3 Profession exercée

La place occupée dans la hiérarchie sociale peut être définie grâce aux scores ISEI (International Socio-Economic Index). Il s'agit d'une mesure standardisée, au niveau international, de la position professionnelle. L'indice en question est établi à partir de la nomenclature CITP[1] servant à codifier les professions. C'est une variable d'intervalle dont les valeurs s'échelonnent de 16 à 85, 16 correspondant au niveau le moins élevé. Une régression linéaire permet de voir comment le score en question varie en fonction de certaines caractéristiques socio-démographiques. Toutes choses égales par ailleurs, il est moins élevé pour les femmes, de l'ordre de 3.2 points sur l'échelle choisie.

Tableau 46: Régression ISEI (International Socio-economic Index) – Age, durée de séjour, genre, pays de naissance et âge à l'arrivée, nationalité (salariés âgés entre 25 et 54 ans)

	Coefficients non standardisés	
	Coefficient	Erreur standard
AGE	0.005	0.033
AGE2	0.001	0.000
GENRE	-1.652	0.053
PAYS de NAISSANCE et ÂGE à l'ARRIVÉE	-3.573	0.105
NATIONALITÉ		
Belges	2.916	0.155
Français(es)	2.895	0.140
Allemand(e)s	5.542	0.186
Italien(ne)s	0.400	0.147
Portugais(es)	-3.006	0.119
Autre UE15	6.142	0.156
UE10	6.894	0.268
Autre	-5.945	0.182
NIVEAU d'INSTRUCTION		
Secondaire inférieur	8.747	0.101
Secondaire supérieur	17.512	0.107
Tertiaire	34.735	0.111
Constante	29.642	0.651
R2 ajusté	0.638	

Catégories de référence
Genre : Masculin
Age à l'arrivée au GDL : Né(e) au GDL ou arrivé(e) avant 6 ans
Nationalité : Nationaux

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

[1] Classification Internationale Type de Professions

Tableau 47: Régression ISEI (International Socio-economic Index) – Age, durée de séjour, genre, pays de naissance et âge à l'arrivée, nationalité (salariées de sexe féminin âgées entre 25 et 54 ans)

	Coefficients non standardisés	
	Coefficient	Erreur standard
AGE	-0.042	0.054
AGE2	0.000	0.001
PAYS de NAISSANCE et ÂGE à l'ARRIVÉE	-4.571	0.172
NATIONALITÉ		
Belges	3.981	0.248
Français(es)	4.751	0.231
Allemand(e)s	7.441	0.283
Italien(ne)s	0.799	0.256
Portugais(es)	2.903	0.200
Autre UE15	8.443	0.244
UE10	8.141	0.369
Autre	-7.435	0.293
NIVEAU d'INSTRUCTION		
Secondaire inférieur	14.415	0.172
Secondaire supérieur	20.646	0.172
Tertiaire	36.104	0.184
Constante	27.289	1.054
R2 ajusté	0.603	

Catégories de référence
Age à l'arrivée au GDL : Né(e) au GDL ou arrivé(e) avant 6 ans
Nationalité : Nationaux

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

12.4 Fonction de supervision

Tout indique que les hommes ont environ deux fois plus de chances d'exercer une fonction de supervision que les femmes.

Tableau 48: Régression logistique – Exercer des fonctions de supervision (population salariée âgée entre 25 et 54 ans)

	Coefficient	Erreur standard	Rapport des chances
AGE	0.319	0.009 **	1.376
AGE2	-0.003	0.000 **	0.997
GENRE	-0.717	0.015 **	0.488
PAYS de NAISSANCE et ÂGE à L'IMMIGRATION	-0.387	0.028	0.679
NATIONALITÉ			
Belges	0.354	0.038	1.424
Français(es)	0.310	0.035 **	1.364
Allemand(e)s	0.403	0.045 **	1.496
Italien(ne)s	0.350	0.036 **	1.419
Portugais(es)	-0.251	0.034 **	0.778
Autre UE15	0.343	0.039	1.409
UE10	-1.353	0.117 **	0.258
Autre	0.236	0.050 **	1.266
PROFESSION			
Employé(e) administratif(ve)	0.577	0.023 **	1.781
Profession intermédiaire, technicien(ne)	1.443	0.022 **	4.233
Cadre supérieur(e), professions intellectuelles et scientifiques	2.186	0.022 **	8.903
SECTEUR d'ACTIVITÉ			
Agriculture, chasse et sylviculture	0.641	0.100 **	1.898
Industrie manufacturière	-0.031	0.028	0.969
Construction	0.306	0.035 **	1.358
Commerce, rép. automobile et d'art. domest.	0.075	0.028 **	1.077
Hôtels et restaurants	0.779	0.043 **	2.178
Transports et communications	0.191	0.029 **	1.210
Immobilier, location et services aux entrepr.	-0.166	0.027 **	0.847
Administration publique	-0.383	0.027 **	0.682
Education	-3.029	0.048 **	0.048
Santé et action sociale	-0.788	0.031 **	0.455
Services collectifs, sociaux et personnels	-0.141	0.041 **	0.869
Services domestiques	-18.549	819.930	0.000
Activités extra-territoriales	-0.817	0.037 **	0.441
Constante	-8.828	0.186 **	
Pseudo R2 de Nagelkerke	0.272		

Catégories de référence
Genre : Masculin
Pays de naissance et âge à l'immigration : Né(e) au Luxembourg ou arrivé(e) avant 6
Nationalité : Nationaux
Profession : Travailleur manuel
Secteur d'activité : Intermédiation financière

Coefficients de régression
** coefficients significatifs à $p < 0.001$
* coefficients significatifs à $p < 0.05$

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

12.5 Formation continue

Très peu de différences existent pour ce qui est de la possibilité de bénéficier d'une formation continue. Un salarié de sexe masculin, âgé de 40 ans, de nationalité luxembourgeoise engagé comme employé administratif dans l'intermédiation financière aurait une probabilité de 0.16, à peine supérieure à celle d'une femme présentant les mêmes caractéristiques (0.15).

Tableau 49: Régression logistique – Bénéficier d'une formation continue le mois précédent (population salariée âgée entre 25 et 54 ans)

	Coefficient	Erreur standard		Rapport des chances
AGE	0.072	0.013	**	1.075
AGE2	-0.001	0.000	**	0.999
GENRE	-0.060	0.022	**	0.941
PAYS de NAISSANCE et ÂGE à L'IMMIGRATION	-0.201	0.043		0.818
NATIONALITÉ				
Belges	0.384	0.056	**	1.468
Français(es)	-0.190	0.059	*	0.827
Allemand(e)s	0.649	0.060	**	1.914
Italien(ne)s	0.120	0.056		1.127
Portugais(es)	-0.536	0.055	**	0.585
Autre UE15	-0.116	0.061		0.891
UE10	1.155	0.077	**	3.174
Autre	0.182	0.075		1.200
PROFESSION				
Employé(e) administratif(ve)	0.290	0.034	**	1.337
Profession intermédiaire, technicien(ne)	0.317	0.032	**	1.373
Cadre supérieur(e), professions intellectuelles et scientifiques	0.506	0.033	**	1.659
SECTEUR d'ACTIVITÉ				
Agriculture, chasse et sylviculture	-1.339	0.286		0.262
Industrie manufacturière	0.623	0.046		0.536
Construction	-1.458	0.080	**	0.233
Commerce, rép. automobile et d'art. domest.	-1.241	0.055	**	0.289
Hôtels et restaurants	-1.907	0.134	**	0.149
Transports et communications	-0.395	0.045		0.674
Immobilier, location et services aux entrepr.	-0.651	0.043	**	0.522
Administration publique	-0.125	0.037	*	0.882
Education	-0.849	0.049	**	0.428
Santé et action sociale	0.191	0.036	**	1.210
Services collectifs, sociaux et personnels	-0.797	0.071	**	0.451
Services domestiques	-18.277	821.686		0.000
Activités extra-territoriales	0.246	0.047	**	1.279
Constante	-3.246	0.253	**	
Pseudo R2 de Nagelkerke	0.092			

Catégories de référence
Genre : Masculin

Pays de naissance et âge à l'immigration : Né(e) au Luxembourg ou arrivé(e) avant 6 ans
Nationalité : Nationaux
Profession : Travailleur manuel
Secteur d'activité : Intermédiation financière

Coefficients de régression
** coefficients significatifs à $p < 0.001$
* coefficients significatifs à $p < 0.05$

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

13. Scolarisation et durée d'études

13.1 Scolarisation entre 18 et 22 ans

Entre 18 et 22 ans, les jeunes femmes ont plus de chances d'être encore scolarisées. A l'exception notable des Portugaises et des ressortissantes des 10 nouveaux membres de l'UE, ces chances sont plus élevées pour les étrangères que pour les Luxembourgeoises. Très plausible semble la valeur prise pour la variable distinguant les personnes nées au Grand-Duché ou arrivées avant l'âge de 6 ans et les autres. Si les chances de ces dernières sont nettement plus faibles, c'est, sans doute, qu'une grande majorité d'entre elles sont venues dans le seul but de travailler. Le rôle joué par l'arrière-fond social, appréhendé par la profession de la personne de référence dans le ménage, peut être mis en évidence, les chances sous revue progressant de manière significative avec la position occupée dans la hiérarchie professionnelle.

Tableau 50: Régression logistique – Scolarisation entre 18 et 22 ans

	Coefficient	Erreur standard		Rapport des chances
AGE	-1.229	0.490		0.292
AGE2	0.018	0.012		1.018
GENRE	0.299	0.040	**	1.348
PAYS de NAISSANCE et ÂGE à L'IMMIGRATION	-1.456	0.074	**	0.233
PROFESSION de la PERSONNE de RÉFÉRENCE dans le ménage				
Employé administratif	0.139	0.052		1.149
Profession intermédiaire, technicien	0.954	0.064	**	2.595
Cadre supérieur, professions intellectuelles et scientifiques	1.535	0.067	**	4.641
NATIONALITÉ				
Belges	0.339	0.140		1.402
Français	1.065	0.173	**	2.902
Allemands	0.410	0.180	**	1.507
Italiens	0.668	0.134	**	1.507
Portugais	-0.504	0.053	**	0.604
Autre UE15	0.364	0.154	**	1.439
UE10	18.048	9036.668	**	0.202
Autre	0.751	0.129	**	2.118
Constante	17.832	4.906	**	
Pseudo R2 de Nagelkerke	0.299			

Catégories de référence
Genre : Masculin
Pays de naissance et âge à l'immigration : Né(e) au Luxembourg ou arrivé(e) avant 6 ans
Profession de la personne de référence dans le ménage : Directeur, cadre supérieur, profession intellectuelle
Nationalité : Nationaux

Coefficients de régression
** coefficients significatifs à $p < 0.001$
* coefficients significatifs à $p < 0.05$

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

13.2 Poursuite d'études tertiaires entre 22 et 28 ans

Les chances des femmes sont également légèrement plus importantes en ce qui concerne la poursuite d'études universitaires (+ 13 %). Pour ce qui est de l'âge à l'arrivée ou du background social, on retrouve des résultats pratiquement similaires à ceux du paragraphe précédent. L'écart entre étrangers et nationaux est, en revanche, nettement plus faible.

Tableau 51: Régression logistique – Poursuite d'études supérieures entre 22 et 28 ans

	Coefficient	Erreur standard		Rapport des chances
AGE	2.326	0.315		10.234
AGE2	-0.059	0.006		0.943
GENRE	0.123	0.038	**	1.131
PAYS de NAISSANCE et ÂGE à L'IMMIGRATION	-1.635	0.081	**	0.195
PROFESSION de la PERSONNE de RÉFÉRENCE dans le ménage				
Employé administratif	0.172	0.054	*	1.187
Profession intermédiaire, technicien	0.378	0.057	**	1.459
Cadre supérieur, professions intellectuelles et scientifiques	1.228	0.052	**	3.416
NATIONALITÉ				
Belges	0.401	0.117	*	1.494
Français	0.191	0.095	*	1.210
Allemands	-0.973	0.175	**	0.378
Italiens	-0.526	0.111	**	0.591
Portugais	-0.876	0.073	**	0.416
Autre UE15	0.297	0.137	*	1.346
UE10	-17.353	2100.916		
Autre	0.433	0.150	**	2.118
Constante	-22.958	3.840	**	
Pseudo R2 de Nagelkerke	0.333			

Catégories de référence
Genre : Masculin
Pays de naissance et âge à l'immigration : Né(e) au Luxembourg ou arrivé(e) avant 6 ans
Profession de la personne de référence dans le ménage : Directeur, cadre supérieur, profession intellectuelle
Nationalité : Nationaux

Coefficients de régression

** coefficients significatifs à $p < 0.001$
* coefficients significatifs à $p < 0.05$

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

13.3 Durée d'études

La durée d'études est l'une des manières de mesurer le niveau d'instruction. Toujours chez les 25 à 54 ans et en utilisant une régression linéaire on peut noter un léger désavantage pour les femmes. Chez ces dernières, les Italiennes et, surtout, les Portugaises ont des durées d'études inférieures aux autochtones. L'inverse serait le cas pour celles originaires de l'un des pays limitrophes ou d'un autre pays de l'UE.

Tableau 52: Régression durée d'études – Age, durée de séjour, genre, pays de naissance et âge à l'arrivée, nationalité (personnes âgées entre 25 et 54 ans)

	Coefficients non standardisés	
	Coefficient	Erreur standard
AGE	-0.034	0.013
AGE2	0.000	0.000
GENRE	-0.637	0.022
PAYS de NAISSANCE et ÂGE à l'ARRIVÉE	-0.433	0.042
NATIONALITÉ		
Belges	2.427	0.063
Français	1.460	0.057
Allemands	2.584	0.072
Italiens	-0.014	0.060
Portugais	-3.887	0.048
Autre UE15	3.229	0.065
UE10	4.604	0.112
Autre	0.344	0.069
Constante	16.950	0.256
R2 ajusté	0.129	

Catégories de référence
Genre : Masculin
Age à l'arrivée au GDL : Né au GDL ou arrivé avant 6 ans
Nationalité : Nationaux

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

Tableau 53: Régression durée d'études – Âge, durée de séjour, genre, pays de naissance et âge à l'arrivée, nationalité (femmes âgées entre 25 et 54 ans)

	Coefficients non standardisés	
	Coefficient	Erreur standard
AGE	-0.031	0.018
AGE2	-0.001	0.000
PAYS de NAISSANCE et ÂGE à l'ARRIVÉE	0.181	0.059
NATIONALITÉ		
Belges	1.873	0.088
Français	1.189	0.079
Allemands	2.006	0.094
Italiens	0.524	0.088
Portugais	-3.781	0.070
Autre UE15	3.521	0.088
UE10	4.394	0.136
Autre	-0.056	0.093
Constante	16.427	0.357
R2 ajusté	0.125	

Catégories de référence
Age à l'arrivée au GDL : Né au GDL ou arrivé avant 6 ans
Nationalité : Nationaux

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

PARTIE II: LES INÉGALITÉS DE SALAIRES ET DE GENRE

Chapitre I: Analyses descriptives

14. Analyse de la structure des salaires

14.1. Échantillon et sélection des observations

La variable de travail utilisée dans ce premier chapitre de la deuxième partie du rapport est celle de la « Rémunération brute annuelle »[1] payée par l'employeur. Pour des raisons pratiques cette variable a été mensualisée sur une base de 12 mois/an et sera dénommée « salaire brut mensuel ».

Afin de rendre homogène la mesure des salaires des hommes et des femmes aux trajectoires professionnelles différentes, il a fallu procéder à un certain nombre de choix:

1. observations concernant uniquement le temps complet. On évite ainsi le biais qui résulterait de la comparaison de la situation des femmes travaillant à temps partiel par rapport aux hommes travaillant à temps plein;

2. nombre d'heures de travail par mois plus grand ou égal à 152 heures;

3. nombre total des heures payées par l'employeur supérieur ou égal au nombre d'heures normales de travail par mois du salarié;

4. statut professionnel ne comprenant que la catégorie des « ouvriers » et celle des « employés ». On exclut ainsi les deux modalités de fonctionnaires et d'apprentis/stagiaires de la variable du statut professionnel;

5. nombre de semaines auxquelles se rapporte la rémunération brute mensuelle de 52 semaines;

6. la variable de rémunération brute annuelle s'entend hors paiements effectués par la sécurité sociale en cas de congé de maladie, avantages en nature, indemnités de licenciement. Elle contient les primes périodiques, primes de productivité et de performance individuelle et les primes de performances collectives (participation aux bénéfices).

Sur notre échantillon des 28 432 salarié(e)s de l'enquête sur la structure des salaires, 8 713 (30.6%) sont des femmes et 19 719 (69.4%) sont des hommes. En appliquant notre sélection sur notre base de données nous retenons finalement 15 452 salarié(e)s dont 4 468 femmes (28.9%) et 10 984 hommes (71.1%). Le tableau 54 donne le détail de cette répartition.

Chaque observation de l'échantillon est pondérée afin de pouvoir refléter la totalité des salariés travaillant au Luxembourg.

Tableau 54: Effectifs par genre obtenus avec et sans sélection au niveau de l'échantillon et de la population

	Sans sélection				Avec sélection			
	Echantillon Non pondéré	en %	Echantillon pondéré	en %	Echantillon Non pondéré	en %	Echantillon pondéré	en %
Hommes	19 719	69.4	127 897	66.9	10 984	71.1	69 535	71.6
Femmes	8 713	30.6	63 280	33.1	4 468	28.9	27 633	28.4
Total	28 432	100	191 177	100	15 452	100	97 168	100

Source : Statec, Enquête sur la Structure des Salaires (ESS) 2002

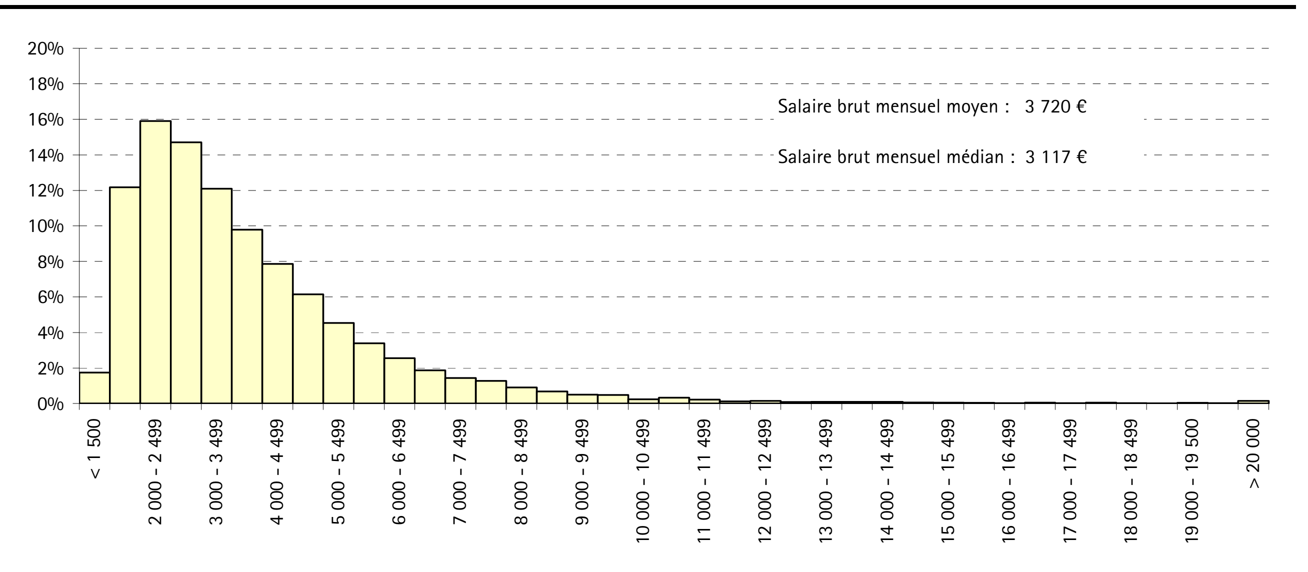
[1] Variable b29 du questionnaire. Les variables de l'enquête sur la structure des salaires 2002 se trouvent en annexe2.

14.2. Distribution du salaire brut mensuel moyen par genre

La distribution du salaire brut mensuel moyen montre une forte asymétrie comme en témoignent les graphiques ci-dessous. Ce constat s'effectue habituellement par l'examen des coefficients d'asymétrie et d'aplatissement[1] qui donnent des résultats très significatifs indiquant une allure oblique à gauche (ou étalée à droite) et leptocurtique (i.e. en pic élevé) de la distribution des salaires.

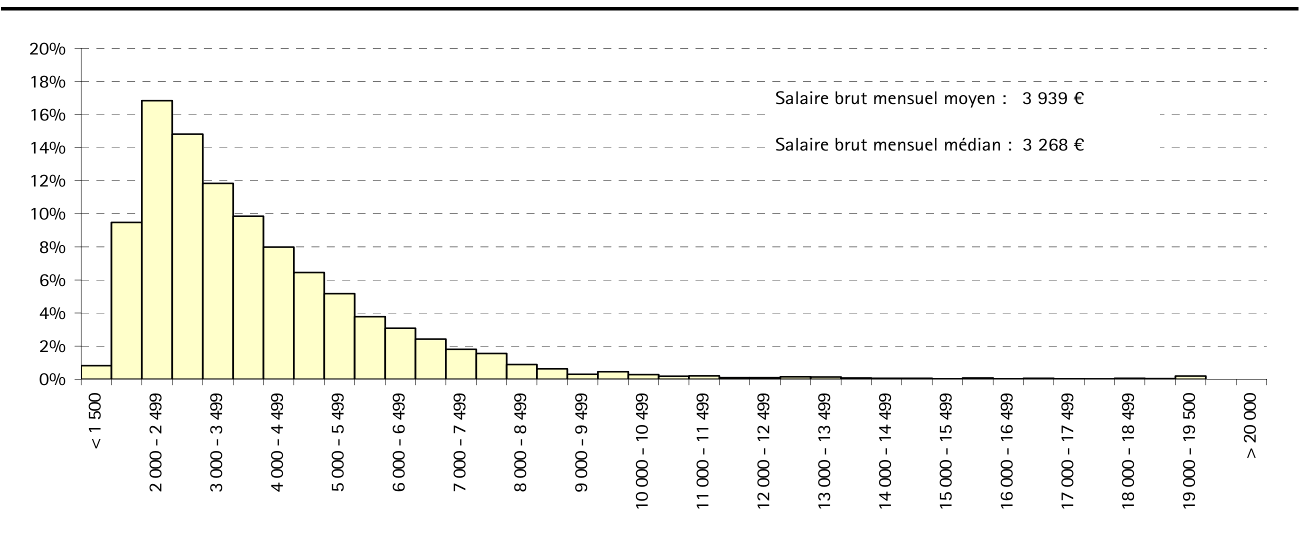
Ce constat d'asymétrie et d'aplatissement s'applique également à la distribution des salaires bruts mensuels moyens des hommes et des femmes. Les répartitions des salaires bruts mensuels moyens des hommes et des femmes ont donc les mêmes caractéristiques d'aplatissement et d'asymétrie. Toutefois, on peut remarquer que les femmes sont davantage concentrées en nombre sur les intervalles de salaires bas. Ainsi, 10% des hommes gagnent moins de 2 000 EUR/mois bruts alors que cette proportion est de 23% chez les femmes.

Graphique 17: Distribution du salaire brut mensuel moyen



Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Graphique 18: Distribution du salaire brut mensuel moyen des hommes



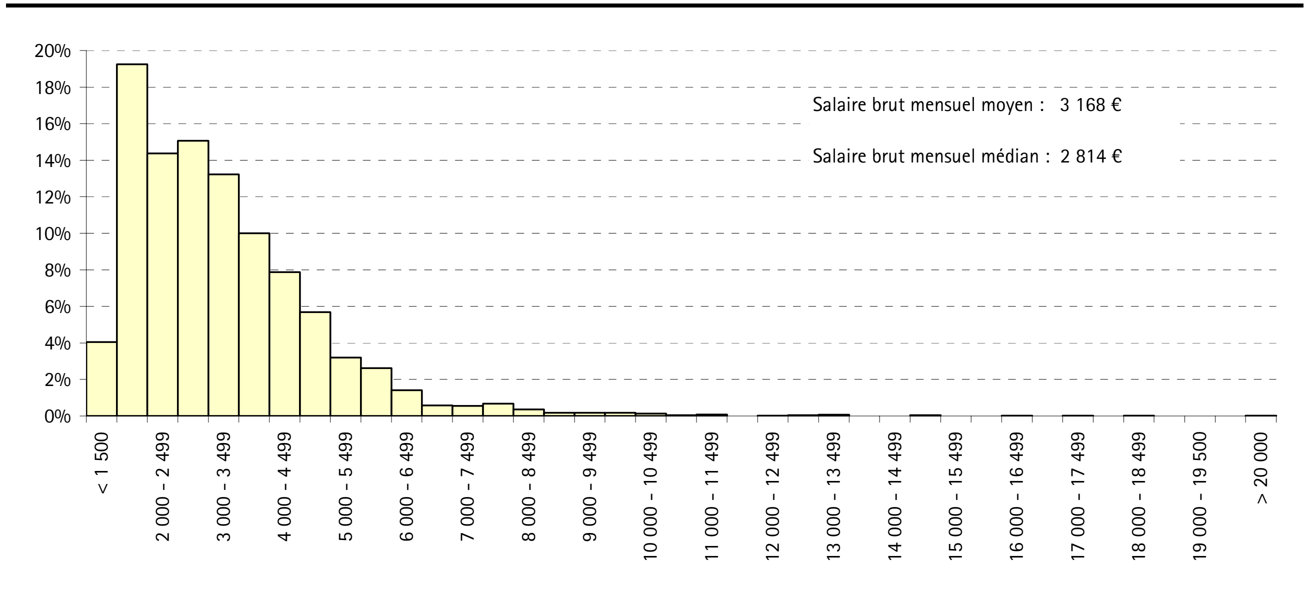
Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

[1] Coefficient d'asymétrie γ_1 = 3,88 ($\gamma_{1,H}$ = 3,84 et $\gamma_{1,F}$ = 3,004) sont supérieurs à 0: la courbe est donc oblique à gauche. De plus on observe bien la relation « Mode < Médiane < Moyenne » (2234 < 3117 < 3720) qui confirme ce résultat. Le coefficient d'aplatissement de Fisher γ_2 = 38,58 ($\gamma_{2,H}$ = 36,69 et $\gamma_{2,F}$ = 25,25) très supérieurs à 0 indiquent une distribution leptocurtique des salaires mensuels bruts.

Le graphe de la répartition des salaires bruts mensuels moyens pour les femmes indique un pourcentage moins élevé de femmes gagnant plus de 7 500 EUR/mois bruts que celui des hommes. 2% des femmes figurent dans ce cas et 7% des hommes.

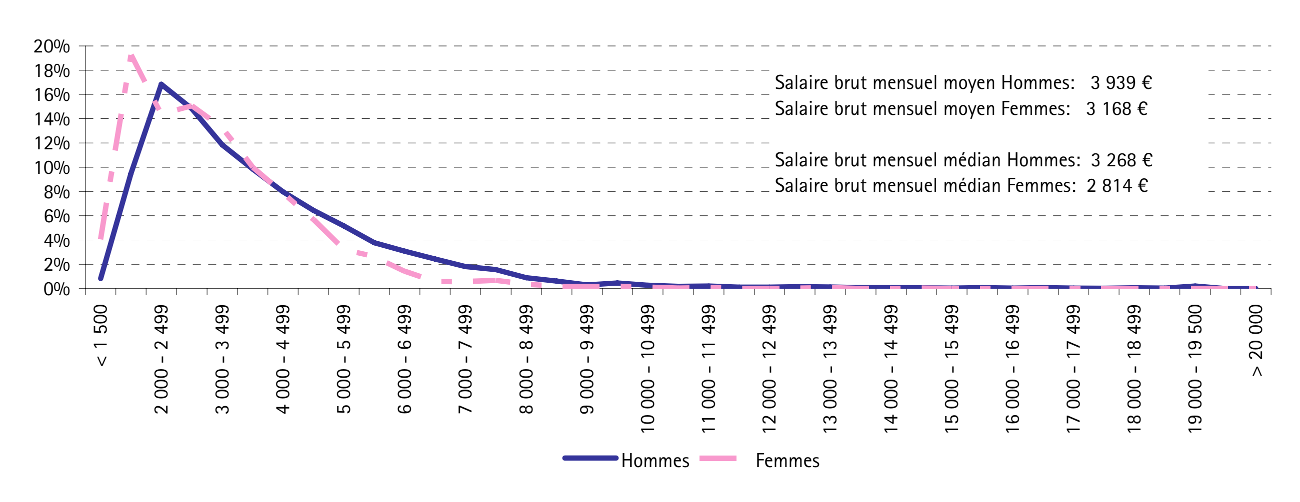
En comparant les deux distributions de salaires bruts mensuels moyens on s'aperçoit qu'il y a plus de femmes travaillant pour des bas salaires que d'hommes ainsi que dans la tranche de 3 000 à 4 000 EUR. En revanche, il y a plus d'hommes dans la tranche des 2 000 à 3 000 EUR que de femmes, ainsi qu'à partir de 4 000 EUR. On remarque sur le graphique 20 qu'il existe plus d'hommes que de femmes recevant des salaires bruts mensuels moyens élevés.

Graphique 19: Distribution du salaire brut mensuel moyen des femmes



Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Graphique 20: Comparaison des distributions des salaires bruts mensuels des deux genres



Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

On passe dans le tableau 55 à la comparaison des quantiles des deux distributions de salaire brut mensuel.

Les quantiles de la distribution des salaires bruts mensuels constituent une autre approche de la mesure des inégalités de répartition de salaires entre hommes et femmes. Les quantiles sont exprimés en pourcentage de la médiane. Le ratio inter-centiles $\frac{P_{90}}{P_{10}}$ est de 3.3 une valeur signifiant que le salaire brut mensuel moyen de la personne située au 90[ième] centile est de 3.3 fois supérieur à celui de la personne

située au 10ième centile. Le centile inférieur s'élève chez les hommes à 60.4% du salaire médian.

La comparaison du ratio P90/P10 pour les hommes avec celui des femmes montre une concentration des salaires bruts mensuels plus forte chez les femmes que chez les hommes. En effet, un homme dont le salaire brut mensuel se situe dans le 90ième centile gagne 3.4 fois plus qu'un homme dont le salaire brut mensuel se situe au 10ième centile. Ce même rapport n'est que de 3.1 pour les femmes. Le rapport P80/P20 étant presque égal entre hommes et femmes on peut donc montrer que l'inégalité des salaires provient des salaires bruts mensuels élevés des hommes, ce qui confirme l'allure des distributions de salaires illustrée par le graphique 20.

En 2002, le salaire brut mensuel moyen des salariés travaillant à temps complet s'est élevé à 3 720 EUR, 3 939 pour les hommes et 3 168 pour les femmes. Ce constat fait apparaître un écart de salaires moyen de 19.6% à l'avantage des hommes. De même, le salaire brut mensuel médian des salariés s'est élevé en 2002 à 3 117 EUR ce qui signifie que sur l'ensemble des salariés classés par ordre croissant de leur revenu la moitié d'entre eux gagne moins de 3 117 EUR/mois, l'autre moitié gagnant plus de 3 117 EUR/mois (avec un salaire brut mensuel médian de 3 268 EUR pour les hommes et 2 814 EUR pour les femmes, soit un écart de salaires bruts médian de 13.9% toujours en faveur des hommes).

Tableau 55: Les quantiles des deux distributions des salaires bruts mensuels

Quantiles de la médiane	P10	P20	P80	P90	P90/P10	P80/P20
Hommes et Femmes	59.8	69.3	156.9	198.5	3.3	2.3
Hommes	60.4	69.1	159.4	203.6	3.4	2.3
Femmes	58.1	67.2	147.9	178.3	3.1	2.2

Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Tableau 56: Moyennes et médianes des salaires bruts mensuels des Hommes et des Femmes

	Hommes et Femmes	Hommes	Femmes	Ecart salarial (en %)
Salaire brut mensuel moyen	3 720	3 939	3 168	19.6
Salaire brut mensuel médian	3 117	3 268	2 814	13.9
Salaire brut mensuel moyen (tronqué)	3 467	3 663	3 014	17.7
Valeur minimum du salaire observé	1 133	1 133	1 139	:
Valeur maximum du salaire observé	54 517	54 517	29 022	:

Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Le cas des salaires bruts mensuels extrêmes qu'ils soient masculins ou féminins ne vient pas modifier significativement la structure d'inégalité de répartition des salaires bruts mensuels décrite plus haut. En effet, si l'on considère le salaire brut moyen tronqué par les 5% d'observations les plus élevées et les 5% les plus faibles on cherche alors une meilleure observation de la tendance centrale, ici le salaire brut moyen. Donc, si l'on retire 5% des salaires bruts mensuels les plus élevés et 5% des salaires bruts mensuels les plus faibles (pouvant être considérés comme anormaux par rapport à la série) on obtient un salaire moyen de l'ensemble des salariés de 3 467 EUR/mois bruts (3 663 EUR/mois pour les hommes et 3 014 EUR/mois pour les femmes). Cette approche a pour effet de diminuer sur l'ensemble de la série le salaire moyen des hommes de 7% et celui des femmes de 4.8%, ce qui conduit finalement à observer un écart de salaire moyen de 17.7% à l'avantage des hommes (au lieu de 19.6% en conservant les valeurs extrêmes).

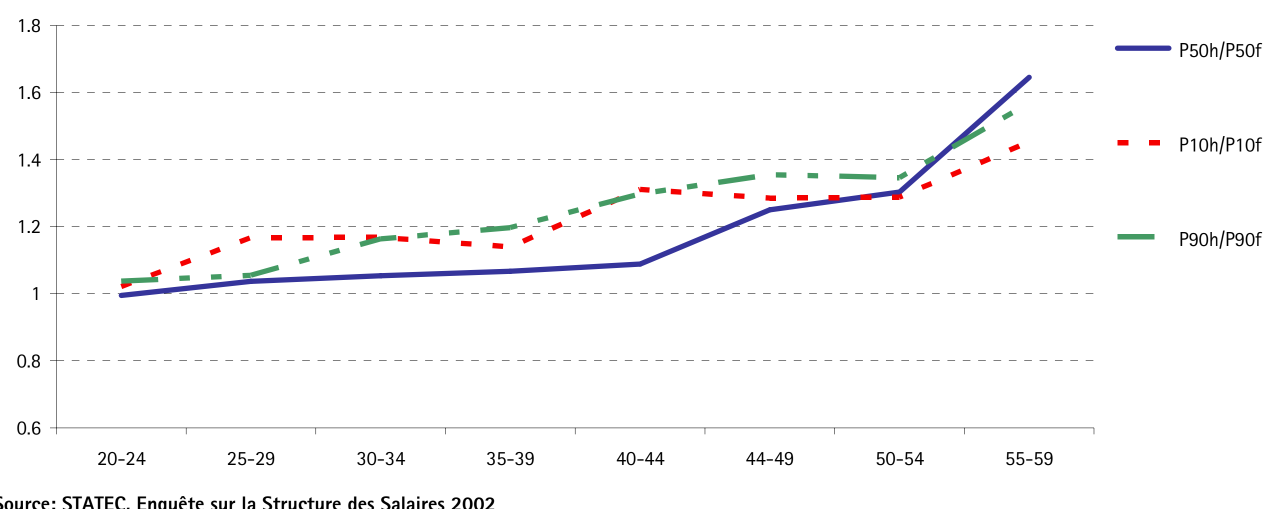
En conclusion, l'analyse des distributions des salaires bruts mensuels montre donc que l'écart salarial peut varier de 13.9% à 19.6% selon que l'on considère les salaires bruts mensuels médians ou moyens. De plus, la distribution des salaires bruts mensuels est plus étalée pour les hommes que pour les femmes ce qui montre que l'écart des salaires bruts mensuels entre hommes et femmes se creuse notamment dans la partie de la distribution correspondant aux salaires élevés.

14.3. Distribution des salaires bruts mensuels moyens par genre et par âge

Cette section complète la distribution par genre de la section précédente en y incluant la dimension de l'âge. En plus de l'effet du genre, on met en évidence un effet de génération. L'analyse porte sur les ratios des salaires bruts mensuels moyens des hommes et des femmes.

Le graphique 21 montre bien une inégalité salariale entre hommes et femmes. En effet, si l'on examine le ratio P50h/P50f, on constate que ce dernier est supérieur à 1 sur toutes les classes d'âges. Cela signifie que le salaire médian des hommes est toujours supérieur au salaire médian des femmes par classe d'âges.

Graphique 21: Ratios des quantiles de salaires bruts mensuels moyens Hommes / Femmes par classe d'âges



Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Tableau 57: Ratios des quantiles de salaires bruts mensuels moyens Hommes/Femmes

	P50h/ P50f	P10h/ P10f	P90h/ P90f
20-24	1.00	1.02	1.04
25-29	1.04	1.17	1.05
30-34	1.05	1.17	1.16
35-39	1.07	1.14	1.20
40-44	1.09	1.31	1.30
45-49	1.25	1.29	1.36
50-54	1.30	1.29	1.35
55-59	1.65	1.45	1.57

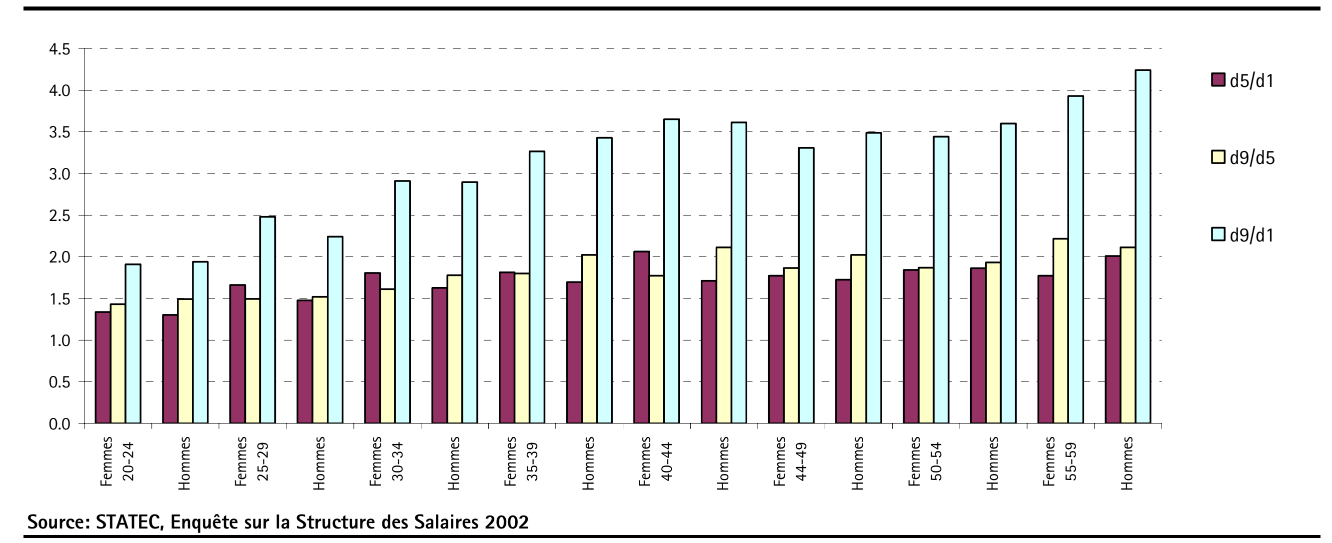
Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Les 10% des hommes de 20-39 ans les mieux payés reçoivent un salaire brut mensuel moyen de 4% à 20% plus élevé que celui des femmes. Cette augmentation s'élève de 30% à 57% pour les 40-59 ans.

Le ratio le plus élevé est observé sur la classe d'âges des 55-59 ans où le salaire brut médian des hommes est de 65% supérieur à celui des femmes. Cette constatation est également valable pour les bas salaires et les salaires élevés.

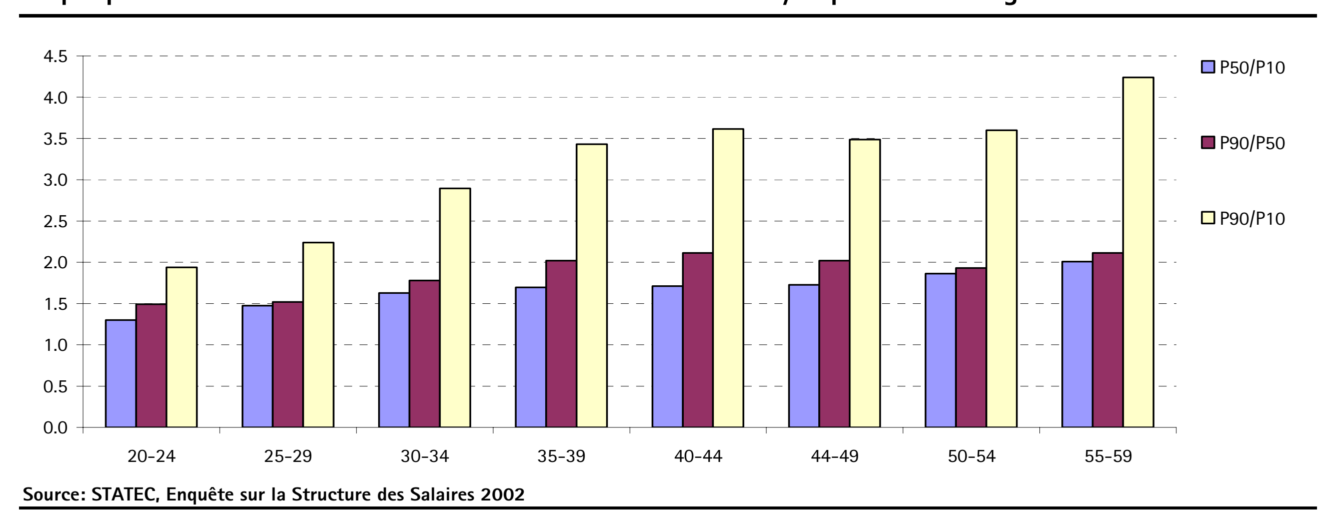
On peut remarquer qu'il ne semble pas y avoir de différences dans les 3 ratios de centiles pour les hommes et les femmes de 20-24 ans. L'inégalité de genre n'apparaît pas dans cette classe d'âges. A partir des 25 ans et jusqu'à 49 ans le ratio P50/P10 des femmes reste toujours supérieur ou égal à celui des hommes de la même classe d'âges.

Graphique 22: Ratios inter centiles du salaire brut mensuel moyen par classe d'âges et genre



Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

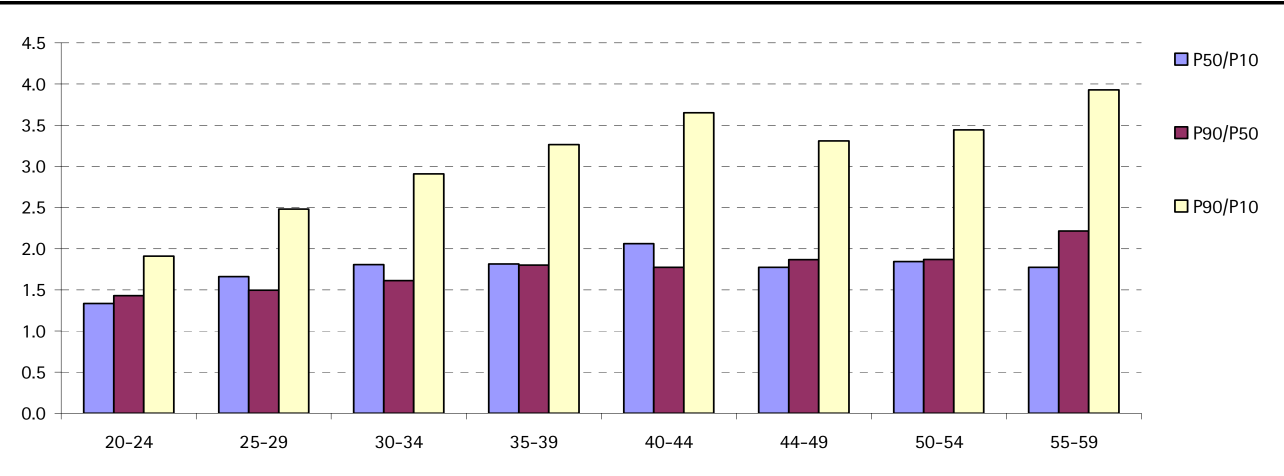
Graphique 23: Ratios inter centiles du salaire brut mensuel moyen par classes d'âge: hommes



Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

L'allure des ratios inter-centiles des femmes apparaît plus hétérogène que celle des hommes. Le ratio P50/P10 croissant sur les 25-45 ans reste supérieur à celui P90/P50 ce qui est le signal d'une inégalité renforcée pour les femmes situées dans ce premier ratio.

Graphique 24: Ratios inter centiles du salaire brut mensuel moyen par classe d'âges: femmes



Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

14.4. Importance des compléments de salaires selon le genre, l'âge, la profession, la branche d'activité et le temps de travail

Quelle peut être l'importance des primes, gratifications et heures supplémentaires dans les niveaux des salaires moyens et médians pour les hommes et les femmes? Après description des paramètres de position des salaires médians et moyens ventilés selon les professions et le genre, on détermine un écart des salaires (entre salaires bruts avec et hors primes et gratifications). Cet écart salarial rapporté au salaire brut hors primes et gratifications donne en pourcentage le poids des compléments de salaire. Les calculs (non reproduits ici) montrent que le poids des compléments de salaires dans le salaire mensuel brut total s'élève à 13.3% tous types de professions confondus ((3720-3282)/3282).

a) genre

Une analyse par genre montre une position défavorable des femmes par rapport à celle des hommes en termes de niveau de salaire brut mensuel moyen. Pour les femmes il se monte à 3 168 EUR et pour les hommes à 3 939 EUR (soit un écart de 24%). En ce qui concerne le salaire médian il s'élève à 2 814 EUR pour les femmes et pour les hommes à 3 268 EUR (soit un écart de 16%).

Ces deux tableaux (58 et 59) nous permettent de calculer le poids des compléments de salaire brut mensuel par genre et pour chaque quartile considéré.

Tableau 58: Moyennes et quartiles du salaire brut mensuel moyen par genre

	Premier quartile	Deuxième quartile	Troisième quartile	
	Q1	Q2	Q3	Salaire moyen
Femmes	2 028	2 814	3 901	3 168
Hommes	2 377	3 268	4 763	3 939
Ensemble	2 290	3 117	4 475	3 720

Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Tableau 59: Moyennes et quartiles du salaire brut mensuel moyen (hors gratifications et heures sup.) par genre

	Premier quartile	Deuxième quartile	Troisième quartile	
	Q1	Q2	Q3	Salaire moyen
Femmes	1 887	2 538	3 370	2 786
Hommes	2 238	2 964	4 186	3 479
Ensemble	2 157	2 818	3 919	3 282

Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Tableau 60: Poids des compléments de salaire brut mensuel moyen par genre

	Premier quartile	Deuxième quartile	Troisième quartile	
Salaire	Q1	Q2	Q3	Salaire moyen (en %)
Femmes	7.5%	10.9%	15.8%	13.7
Hommes	6.2%	10.3%	13.8%	13.2
Ensemble	6.2%	10.6%	14.2%	13.3

Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

En ce qui concerne le salaire brut mensuel moyen et médian on n'observe pas de véritables différences dans l'importance des compléments de salaire entre hommes et femmes. En revanche, pour le premier et le troisième quartile l'importance des compléments de salaires pour les femmes est supérieure à celle des hommes. L'importance des primes pour les bas salaires des femmes est plus importante probablement à cause d'un nombre d'heures supplémentaires travaillées plus important. De nouveau pour les salaires élevés (3[ième] quartile) la part des primes est plus importante pour les deux genres.

Si le poids moyen des compléments de salaire brut mensuel est sensiblement le même entre les genres le salaire brut mensuel moyen est en revanche plus élevé chez les hommes que chez les femmes.

Les tableaux suivants analysent simultanément les deux effets précédents, c'est-à-dire qu'ils prennent en compte le genre et les professions.

Tableau 61: Statistiques descriptives du salaire brut mensuel moyen par genre et par type de professions

		Premier quartile	Deuxième quartile	Troisième quartile	
		Q1	Q2	Q3	Salaire moyen
Femmes	Dirigeantes et cadres supérieures	3 273	4 358	5 823	4 911
	Professions intermédiaires, techniciennes	2 835	3 707	4 631	3 873
	Employées administratives	2 167	2 783	3 585	2 990
	Travailleuses manuelles	1 547	1 740	2 013	1 866
Hommes	Dirigeants et cadres supérieurs	3 831	5 308	7 158	6 018
	Professions intermédiaires, techniciens	3 120	4 083	5 296	4 457
	Employés administratifs	2 700	3 505	4 505	3 796
	Travailleurs manuels	2 037	2 379	2 934	2 605

Source : STATEC, Enquête sur le Structure des Salaires 2002

Tableau 62: Moyennes et quartiles du salaire brut mensuel moyen (hors gratifications et heures sup.) par genre et par type de professions

		Premier quartile	Deuxième quartile	Troisième quartile	
		Q1	Q2	Q3	Salaire moyen
Femmes	Dirigeantes et cadres supérieures	2 977	3 792	4 941	4 165
	Professions intermédiaires, techniciennes	2 558	3 208	3 893	3 304
	Employées administratives	1 987	2 499	3 121	2 656
	Travailleuses manuelles	1 484	1 642	1 855	1 761
Hommes	Dirigeants et cadres supérieurs	3 482	4 621	6 139	5 105
	Professions intermédiaires, techniciens	2 817	3 571	4 537	3 869
	Employés administratifs	2 462	3 058	3 926	3 342
	Travailleurs manuels	1 939	2 256	2 760	2 454

Source : STATEC, Enquête sur le Structure des Salaires 2002

Le tableau 63 reprend le poids des compléments de salaire brut mensuel pour chaque genre, type de professions et pour chaque quartile considéré.

Tableau 63: Poids des compléments de salaire par genre et par type de professions

		Premier quartile	Deuxième quartile	Troisième quartile	
		Q1	Q2	Q3	Salaire moyen
					en %
Femmes	Dirigeantes et cadres supérieures	9.9	14.9	17.9	17.9
	Professions intermédiaires, techniciennes	10.8	15.6	19.0	17.2
	Employées administratives	9.1	11.4	14.9	12.6
	Travailleuses manuelles	4.2	6.0	8.5	6.0
Hommes	Dirigeants et cadres supérieurs	10.0	14.9	16.6	17.9
	Professions intermédiaires, techniciens	10.8	14.3	16.7	15.2
	Employés administratifs	9.7	14.6	14.7	13.6
	Travailleurs manuels	5.1	5.5	6.3	6.2

Source : STATEC, Enquête sur le Structure des Salaires 2002

Les différences apparaissent toutefois davantage sur les types de professions. On trouve que le poids des compléments sur les salaires bruts mensuels moyens le plus élevé se situe dans la catégorie « Dirigeant(e)s et cadres supérieur(e)s » et cela pour les deux genres. On retrouve aussi le faible effet des compléments de salaires sur la catégorie des « Travailleurs(ses) manuel(le)s » quel que soit le genre.

Pour les femmes, le poids des compléments sur les salaires des quartiles Q1 à Q3 est plus important pour les professions intermédiaires que pour la catégorie « Dirigeant(e)s et cadres supérieur(e)s ». Cela confirme le fait que les salaires bruts mensuels moyens élevés sont dus aux primes.

En conclusion de cette ventilation des types de profession par genre, on pourra noter que si le poids moyen des compléments de salaire des « Dirigeant(e)s et cadres supérieur(e)s » est sensiblement le même (17.9%) entre les genres, le salaire mensuel brut moyen des hommes est en revanche supérieur de près de 1 000 € à celui des femmes. En conséquence, il y a pour cette catégorie un véritable effet de genre en faveur des hommes sur le niveau de leur salaire brut mensuel moyen.

Cet écart salarial se décrit-il de la même façon dans les différentes branches? Le tableau 64 qui suit permet d'avoir une première vue de la répartition des salaires bruts mensuels par branches.

Tableau 64: Distribution des salaires bruts mensuels moyen par branche

	Premier quartile	Deuxième quartile	Troisième quartile	
	Q1	Q2	Q3	Salaire moyen
Industrie manufacturière	2 395	3 053	3 899	3 398
Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau	3 745	4 701	5 858	4 971
Construction	2 101	2 476	3 077	2 802
Commerce, réparations automobile et d'articles domestiques	1 817	2 264	3 104	2 746
Hôtels et restaurants	1 653	1 922	2 407	2 233
Transports et communications	2 415	3 146	4 479	3 694
Intermédiation financière	3 527	4 526	5 989	5 155
Immobilier, location et services aux entreprises	2 270	2 839	4 008	3 482

Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002
Note : effectifs faibles de la branche « Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau »

La branche où le salaire brut mensuel moyen est le plus élevé est celle de l'« Intermédiation financière » dans laquelle un salarié reçoit 2.3 fois plus en moyenne que dans la branche « Hôtels et restaurants ».

N'en considérant le troisième quartile on observe que le salaire brut mensuel de la branche « Construction » est presque deux fois inférieur à celui de la branche « Intermédiation financière » (3 077 € contre 5 989 €). En revanche, en constatant que le salaire brut mensuel moyen est plus élevé dans cette dernière branche que dans la première, on souligne l'importance qu'ont les primes et gratifications dans le salaire brut mensuel moyen de la branche « Intermédiation financière ». Cette conclusion est confirmée par les chiffres du tableau 65 reprenant la distribution du salaire brut mensuel hors gratifications et heures supplémentaires.

On remarque par ailleurs que tous les quartiles de la branche « Hôtels et restaurants » sont inférieurs à tous les quartiles correspondants des autres branches.

Tableau 65: Distribution des salaires bruts mensuels moyen (hors gratifications et heures sup.) par branches

Salaire	Premier quartile Q1	Deuxième quartile Q2	Troisième quartile Q3	Salaire moyen
Industrie manufacturière	2 226	2 798	3 580	3 119
Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau	3 210	4 101	5 081	4 287
Construction	2 028	2 384	2 895	2 646
Commerce, réparations automobile et d'articles domestiques	1 709	2 138	2 841	2 514
Hôtels et restaurants	1 600	1 880	2 317	2 149
Transports et communications	2 342	2 943	4 124	3 432
Intermédiation financière	3 002	3 773	4 951	4 221
Immobilier, location et services aux entreprises	2 120	2 638	3 655	3 151

Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002
Note : effectifs faibles de la branche « Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau »

Hors gratifications et heures supplémentaires le salaire brut mensuel moyen le plus élevé hormis celui de la branche « Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau » reste encore celui de la branche de l'« Intermédiation financière » (4 287€ contre 4 221€).

Le plus grand écart entre le salaire brut mensuel avec et sans gratifications est observé sur le troisième quartile pour la branche de l'« Intermédiation financière » (5 989€ contre 4 951€).

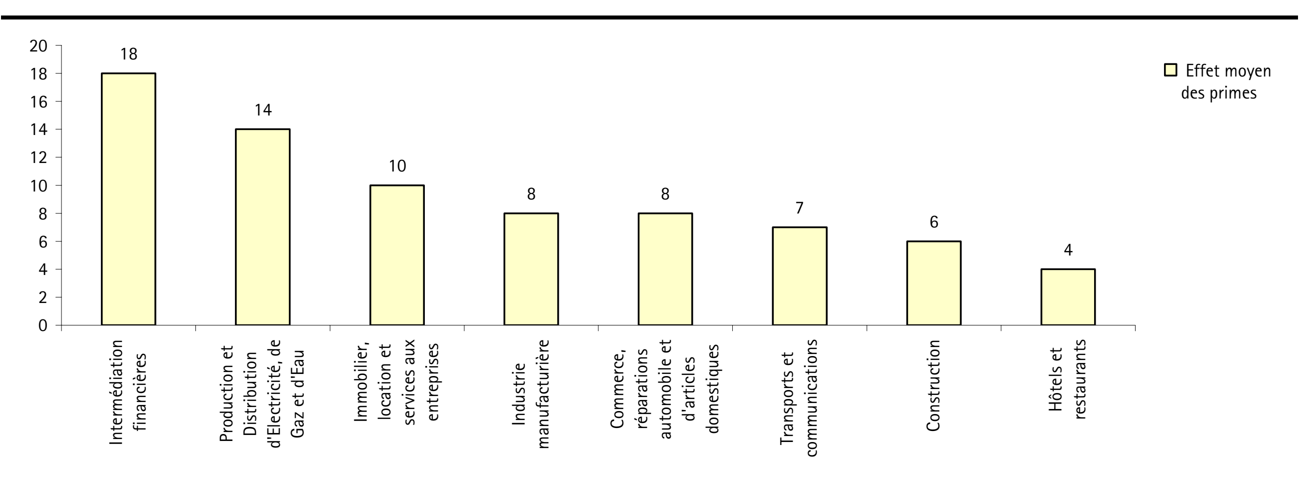
Le graphique suivant classe le poids des primes calculées sur le salaire brut mensuel moyen par branches.

La branche pour laquelle les primes exercent l'effet moyen le plus grand est celle de l'« Intermédiation financière ». A l'extrémité inférieure du classement se trouve la branche « Hôtels et restaurants », une branche dans laquelle les pécules de vacances, 13ième et 14ième mois, primes de productivité ou participation aux bénéfices ne sont pas présents.

Dans la section 14.4 les résultats ont montré que le poids moyen des primes et gratifications s'élève à 13.3%. Pour 7 des 9 branches le poids des primes et gratifications est inférieur à cette valeur moyenne.

La question suivante qui se pose est celle de savoir si un effet « genre » est présent dans les résultats des distributions précédentes.

Graphique 25: Poids des gratifications et primes diverses dans la rémunération brute mensuelle par branche



Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002
Note: Effectifs faibles des branches "Industries extractives" et "Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau"

La décomposition par genre et par branche conduit principalement à souligner la position particulière de la branche des activités financières sur les autres branches.

Le tableau 66 reprend les écarts salariaux par branche selon les quartiles de la distribution des salaires bruts mensuels.

Le plus grand écart salarial est observé sur le troisième quartile de la branche « Commerce, réparations automobile et d'articles domestiques » (34.8%) et l'écart le plus faible (2.3%) pour le premier quartile de la branche « Immobilier, location et services aux entreprises ».

Dans la Construction l'écart salarial calculé sur les salaires bruts mensuels moyens est le plus faible avec 9%. Il faut remarquer que le nombre de femmes employées dans cette branche est très faible. Ces femmes occupent pour la majorité d'entre-elles des postes administratifs.

L'écart salarial maximal calculé sur le salaire brut mensuel moyen s'observe dans le Commerce (32%). Dans la branche « Intermédiation financière » il est de 26%. On observe que l'écart salarial augmente avec les quartiles sauf pour la branche des industries extractives et pour la branche « Production et distribution d'électricité de gaz et d'eau ».

Tableau 66: Ecart salarial par branche selon les quartiles

	Premier quartile	Deuxième quartile	Troisième quartile	
	Q1	Q2	Q3	Salaire moyen
				en %
Industrie manufacturière	23.2	17.6	20.8	23.3
Production et distribution d'électricité de gaz et d'eau	15.7	18.8	15.8	16.0
Construction	6.9	4.6	7.5	9.1
Commerce, réparations automobile et d'articles domestiques	20.6	27.9	34.8	32.2
Hôtels et restaurants	15.3	13.6	18.4	17.3
Transports et communications	10.6	15.1	22.0	20.4
Intermédiation financière	18.9	22.6	28.0	25.9
Immobilier, location et services aux entreprises	2.3	7.1	15.3	15.7

Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002
Note : effectifs faibles de la branche « Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau »

Le tableau 67 suivant donne la répartition des salaires bruts mensuels hors gratifications et primes par genre et branches.

Tableau 67: Distribution des salaires bruts mensuels (hors gratifications et primes) par genre et branche

		Premier quartile	Deuxième quartile	Troisième quartile	
Salaire		Q1	Q2	Q3	Salaire moyen
Femmes	Industrie manufacturière	1 787	2 330	2 946	2 505
	Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau	2 751	3 260	4 130	3 648
	Construction	1 867	2 210	2 709	2 428
	Commerce, réparations automobile et d articles domestiques	1 579	1 768	2 234	2 004
	Hôtels et restaurants	1 475	1 671	1 955	1 885
	Transports et communications	2 043	2 511	3 275	2 778
	Intermédiation financière	2 707	3 288	4 014	3 526
	Immobilier, location et services aux entreprises	2 011	2 500	3 178	2 777
Hommes	Industrie manufacturière	2 321	2 891	3 729	3 261
	Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau	3 284	4 221	5 311	4 398
	Construction	2 050	2 404	2 903	2 675
	Commerce, réparations automobile et d articles domestiques	1 944	2 460	3 346	2 881
	Hôtels et restaurants	1 721	1 970	2 481	2 284
	Transports et communications	2 372	3 039	4 252	3 539
	Intermédiation financière	3 270	4 210	5 518	4 651
	Immobilier, location et services aux entreprises	2 141	2 719	3 826	3 276

Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002
Note : effectifs faibles de la branche « Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau »

Hors gratifications et heures supplémentaires le salaire brut mensuel moyen le plus élevé hormis la branche de « Production et distribution d'électricité de gaz et d'eau » est pour les femmes de 3 283€ et pour les hommes de 4 651€ tous deux dans la branche « Intermédiation financière ».

Le plus grand écart salarial calculé sur le salaire brut mensuel sans gratifications est observé sur le troisième quartile pour la branche du Commerce (33.2%) et le plus faible s'observe sur le premier quartile de l'« Immobilier, location et services aux entreprises » (6.1%).

La comparaison des deux tableaux d'écart salarial (avec et sans primes) permet de distinguer deux groupes de branches, l'un pour lequel l'écart salarial diminue et l'autre pour lequel il augmente. Le premier groupe de branches est celui constitué des branches du « Commerce, réparations automobile et d'articles domestiques », de « l'Intermédiation financière » et de « l'Immobilier, location et services aux entreprises ». Pour ce groupe, les primes et gratifications augmentent l'écart salarial par rapport à l'écart moyen. Le deuxième groupe de branches est celui constitué des branches de la « Construction », de « l'Hôtels et restaurants » et des « Transports et communications ». A l'inverse, pour ce groupe, les primes et gratifications ont eu un effet réducteur de l'écart salarial.

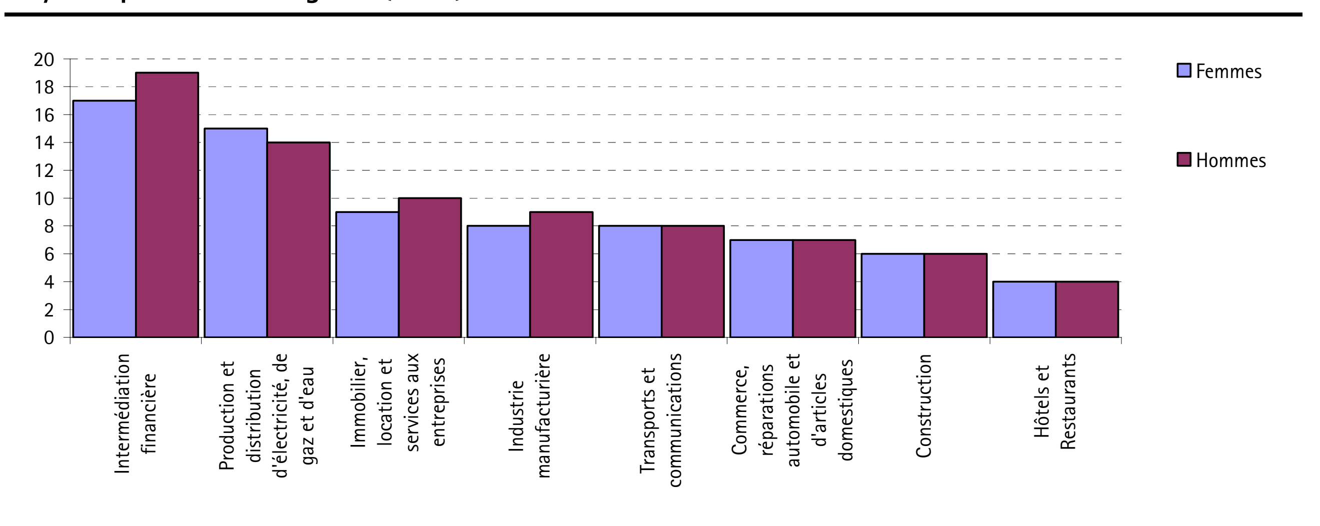
En rapprochant les deux tableaux donnant les valeurs absolues des salaires bruts mensuels moyens (avec et sans gratifications) par genre et branches, il est possible de visualiser grâce au graphique 26, l'importance de ces gratifications et primes diverses dans le salaire brut mensuel.

Tableau 68: Ecart salarial (hors gratifications et primes) par branche selon les quartiles

	Premier quartile	Deuxième quartile	Troisième quartile	
	Q1	Q2	Q3	Salaire moyen
				en %
Industrie manufacturière	23.0	19.4	21.0	23.2
Production et distribution d'électricité de gaz et d'eau	16.2	22.8	22.2	17.1
Construction	8.9	8.0	6.7	9.2
Commerce, réparations automobile et d articles domestiques	18.8	28.1	33.2	30.4
Hôtels et restaurants	14.3	15.2	21.2	17.5
Transports et communications	13.9	17.4	23.0	21.5
Intermédiation financière	17.2	21.9	27.3	24.2
Immobilier, location et services aux entreprises	6.1	8.1	16.9	15.2

Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002
Note : effectifs faibles de la branche « Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau »

Graphique 26: Importance des gratifications et primes diverses dans la rémunération brute mensuelle moyenne par branche et genre (en %)



Source: STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006
Note : effectifs faibles de la branche « Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau »

L'effet moyen des primes sur le salaire brut mensuel des hommes n'est pas significativement différent de celui exercé sur le salaire brut mensuel des femmes que l'on se place d'un point de vue intra-branche ou inter-branches. En effet, pour une branche donnée, l'écart salarial entre hommes et femmes est identique ou seulement différent d'un point de pourcentage (à l'exception de l'« Intermédiation financière » qui montre une différence de deux points de pourcentage). De plus, on remarque un classement similaire des branches selon le genre. La hiérarchie entre les branches est établie. L'effet moyen des primes de la branche « Intermédiation financière » est au moins 4 fois plus élevé que celui de la la branche « Hôtels et restaurants » (4.25 fois plus élevé pour les femmes et 4.75 fois plus pour les hommes) et près de 2 fois plus élevé que celles de l'immobilier, services aux entreprises et du commerce (un pourcentage identique pour les femmes et les hommes).

b) Comparaison des salaires brut mensuel moyen avec et sans gratifications et heures supplémentaires par genre et classe d'âges

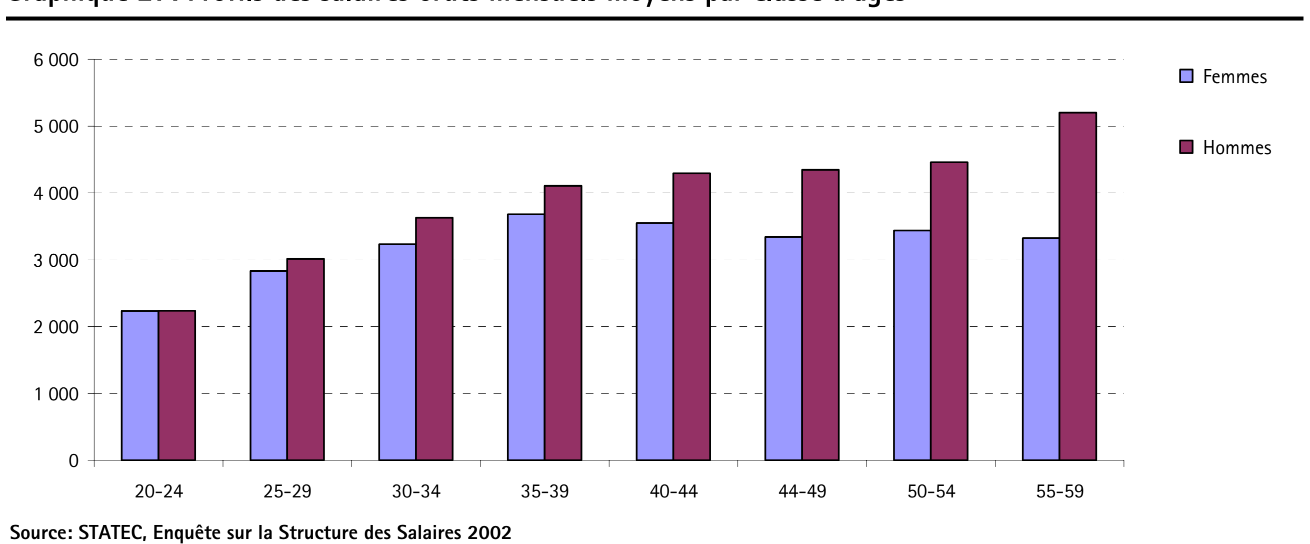
Les écarts de salaires bruts mensuels moyens entre hommes et femmes peuvent s'expliquer par l'âge des individus et leur genre. En effet, les jeunes de 20-24 ans reçoivent en moyenne un salaire brut mensuel moyen de 1.5 fois à 2.4 fois moins élevé que le salaire de leurs aînés, les 55-59 ans. On observe l'écart le plus grand dans la tranche d'âges des 55-59 ans. C'est aussi à partir de 30 ans que les différences de genre s'accentuent, vraisemblablement à cause des interruptions de carrières des femmes. Le profil de croissance des salaires féminins devient stationnaire en moyenne à partir de 40 ans, alors que celui des salaires masculins reste croissant sur les classes d'âges. Ces profils s'expliquent par le fait que les femmes ayant interrompu leur carrière n'ont pas eu accès à la promotion à un poste supérieur.

Le graphique 28 montre les profils de salaires des hommes et des femmes hors gratifications et primes diverses. L'allure du graphique 27 est conservée, on y observe un effet de seuil qui pourra être détaillé par le calcul de l'effet moyen des primes sur le salaire brut mensuel moyen.

Le calcul de l'effet des « primes et gratifications » consiste simplement à retirer les primes du salaire brut mensuel moyen et à ramener la différence obtenue au salaire brut mensuel moyen hors primes et gratifications. A l'exception des classes d'âges des 45-49 ans et des 55-59 ans, on remarque alors que l'effet moyen des gratifications et primes est plus élevé chez les femmes que chez les hommes.

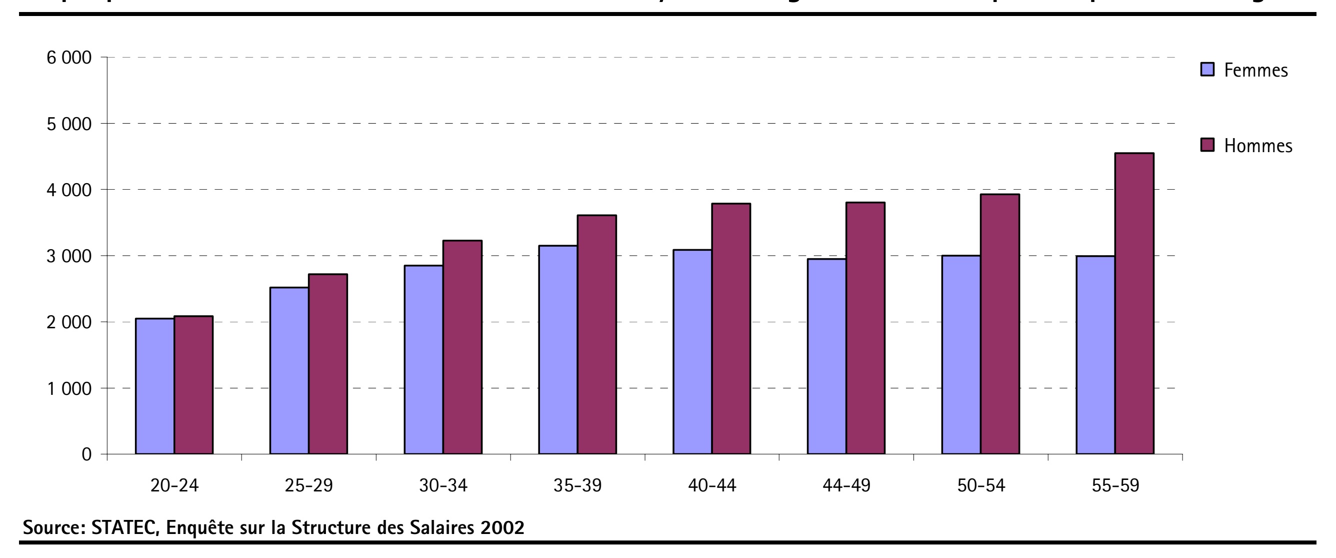
Par classe d'âges, le salaire brut mensuel moyen des femmes apparaît donc comme inférieur à celui des hommes mais il contient en revanche un effet moyen des primes plus important.

Graphique 27: Profils des salaires bruts mensuels moyens par classe d'âges



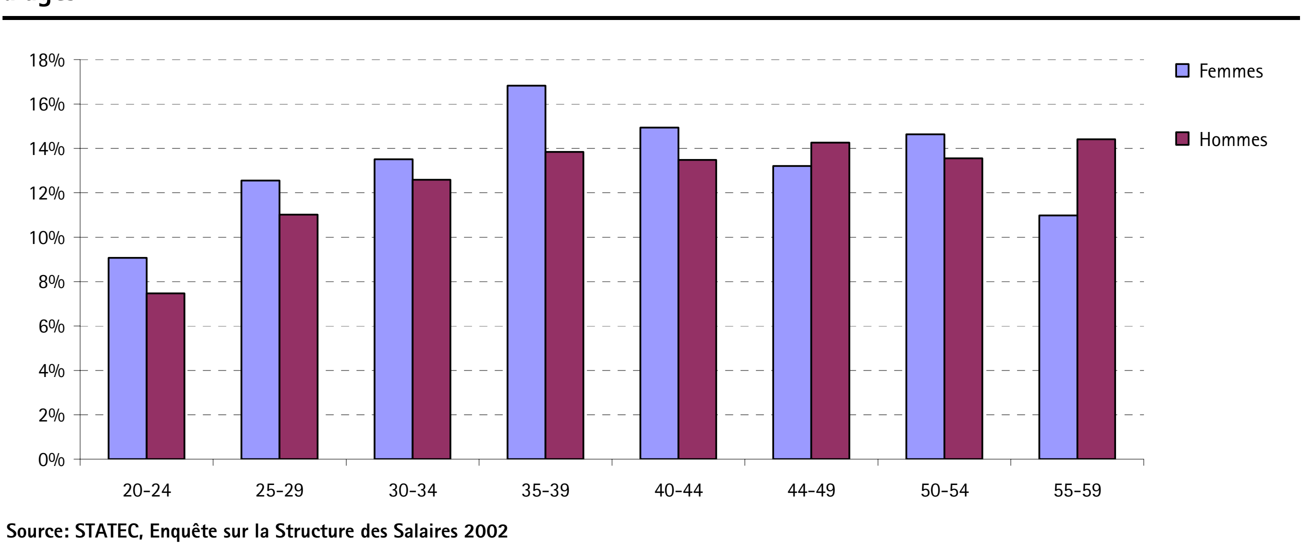
Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Graphique 28: Profils des salaires bruts mensuels moyens (hors gratifications et primes) par classe d'âges



Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Graphique 29: Effets moyens des gratifications et primes sur le salaire brut mensuel moyen par classe d'âges



Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

En classant par ordre décroissant cet effet moyen des primes sur le salaire brut mensuel moyen par genre, on s'aperçoit que pour les femmes l'effet moyen le plus élevé se situe davantage sur les âges correspondant à la population active occupée que l'on pourrait qualifier de stable. De 35 à 55 ans cet effet est le plus fort. A partir de 35 ans les femmes reprennent leur travail et s'y investissent davantage ce qui leur octroie plus de primes. En revanche entre 20 et 29 ans les interruptions probablement plus fréquentes du travail des femmes ont donc un effet négatif sur les primes (moins d'heures supplémentaires effectuées, moins de promotion et d'avancement).

Graphique 30: Effets moyens des gratifications et primes sur le salaire brut mensuel moyen des femmes par classe d'âges

Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

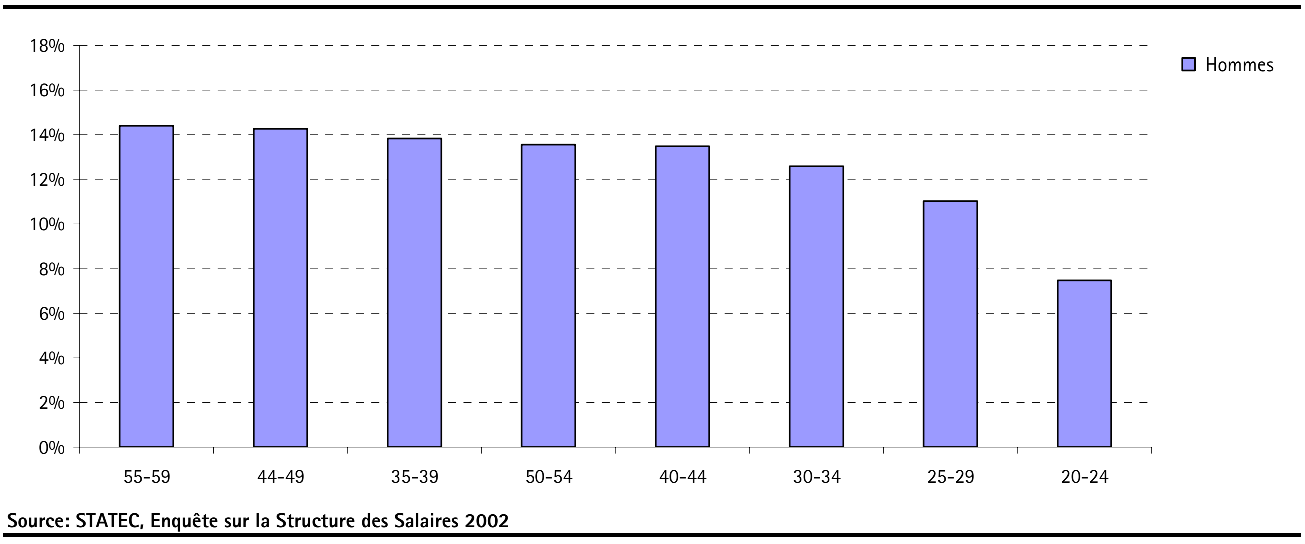
En ce qui concerne les hommes, l'effet « prime » par classe d'âges est stationnaire à partir de 35 ans et jusqu'à 60 ans à un niveau moyen de près de 14%. L'effet « primes » grimpe toutefois plus rapidement après 25 ans chez les hommes que chez les femmes.

Si l'on observe à présent l'effet des primes sur toutes les classes d'âges on s'aperçoit que l'effet moyen par genre est de 14% pour les femmes et de 13% pour les hommes.

L'importance des primes est plus importante dans le salaire brut mensuel moyen des femmes que dans celui des hommes pour toutes les classes d'âges à l'exception des 44-49 ans et 55-59 ans.

Les trois tableaux suivants donnent les valeurs des salaires bruts mensuels moyens par classe d'âges et genre.

Graphique 31: Effets moyens des gratifications et primes sur le salaire brut mensuel moyen des hommes par classe d'âges



Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Tableau 69: Profils des salaires bruts mensuels moyens par classe d'âges et genre

	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	44-49	50-54	55-59
Femmes	2 234	2 834	3 232	3 679	3 547	3 339	3 436	3 322
Hommes	2 238	3 017	3 631	4 107	4 295	4 347	4 460	5 201

Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Tableau 70: Profils des salaires bruts mensuels moyens (hors gratifications et primes) par classe d'âges et genre

	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	44-49	50-54	55-59
Femmes	2 048	2 518	2 847	3 149	3 086	2 949	2 998	2 993
Hommes	2 082	2 717	3 225	3 608	3 785	3 804	3 928	4 546

Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Tableau 71: Effets moyens des primes sur les salaires bruts mensuels moyens par classe d'âges et genre

	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	44-49	50-54	55-59
Femmes	0.09	0.13	0.14	0.17	0.15	0.13	0.15	0.11
Hommes	0.07	0.11	0.13	0.14	0.13	0.14	0.14	0.14

Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

c) Comparaison du salaire brut mensuel moyen avec et sans gratifications et heures supplémentaires par mode d'emploi

L'introduction des observations correspondant aux salariés travaillant à temps partiel conduit à modifier la taille de l'échantillon. Pour cette section on considère la totalité de l'échantillon c'est-à-dire également les fonctionnaires et stagiaires.

L'enquête sur la Structure des Salaires couvre un peu plus de 28 000 salariés (échantillon non pondéré) dont près de 88% travaillent à temps complet.

Le mode d'emploi du temps partiel peut dans une première étape être réparti selon le pourcentage d'heures normalement travaillées par le salarié à temps partiel par rapport au salarié travaillant à temps complet. On peut ainsi remarquer que les 11.9% de salariés travaillant à temps partiel se répartissent principalement autour du mi-temps (5.1%), le trois-quarts temps apparaît ensuite comme le mode d'emploi venant en second (3.8%) pour les salariés travaillant à temps partiel.

Les salariés travaillant en quart-temps sont assez peu nombreux (1.1% des observations de l'échantillon pondéré). Dans une deuxième étape, le mode d'emploi du temps partiel peut être réparti selon le genre des salariés.

Tableau 72: Répartition des salariés par genre et mode d'emploi (en %)

	Hommes	Femmes
Temps complet	96.4	71.5
Temps partiel (total)	3.6	28.5
]0-20[	0.5	1
[20-40[	0.6	2.1
[40-60[	1.1	13.3
[60-80[	0.9	9.6
[80-100[	0.5	2.5

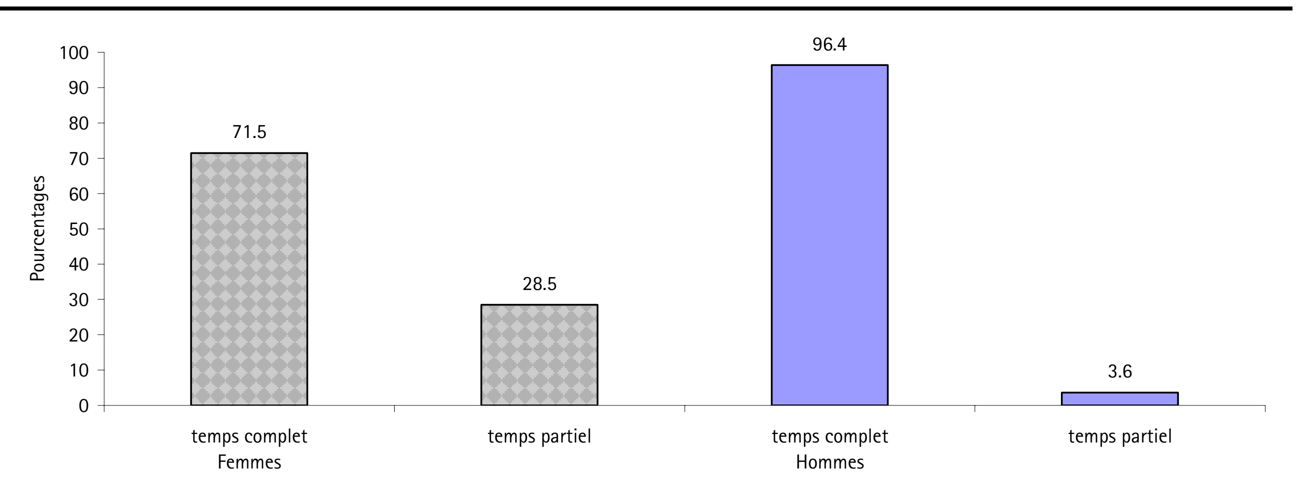
Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires (ESS) 2002.

Le tableau que l'on obtient est alors éloquent. Le mode de travail à temps partiel est bien une affaire de genre. 13.3% des salariés travaillant autour du mi-temps, sont des femmes (contre 1.1% d'hommes). Cette observation s'élève à 9.6% pour le trois-quart temps (0.9% d'hommes). En proportion, les femmes sont plus importantes que les hommes dans toutes les classes de travail à temps partiel.

Au total ils ne sont que 3.6% des salariés masculins à occuper un poste à temps partiel, contre 28.5% pour les femmes. Il ressort donc clairement un effet de genre pour ce mode d'emploi.

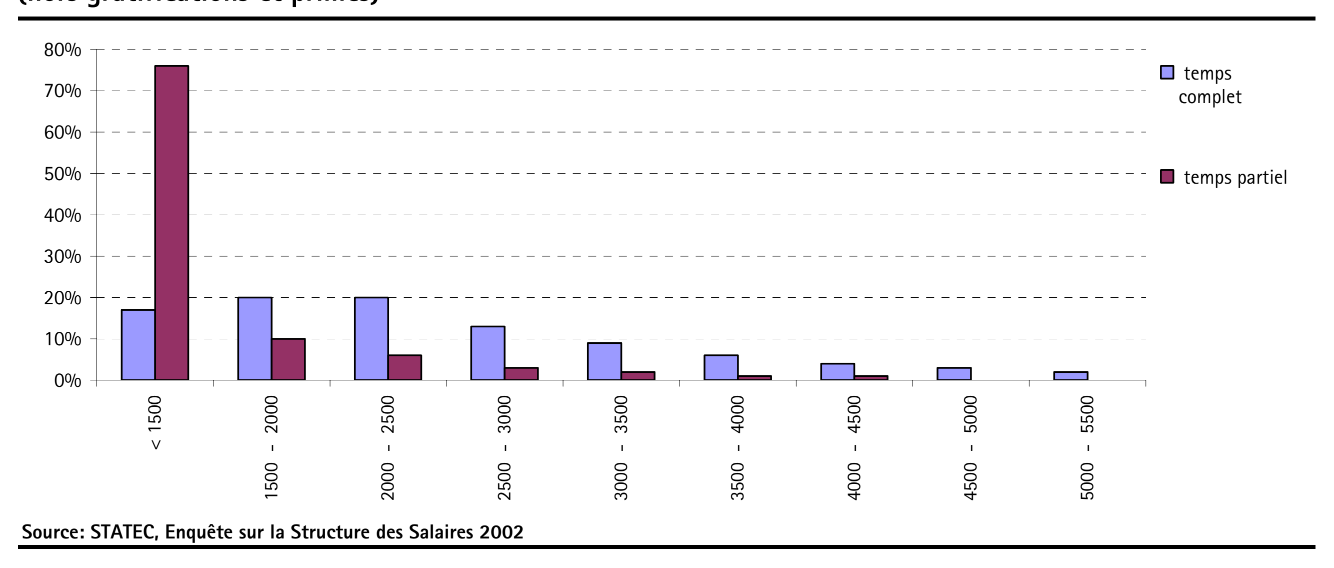
La part du temps partiel dans le temps complet par tranche de salaire brut mensuel est très importante sur les bas salaires (75%) et occupe une place encore importante sur les deux tranches de salaires supérieures. Le temps partiel touche encore 50% des individus de la tranche de salaire brut mensuel des [1 500 - 2 000] euros par rapport aux individus travaillant à temps complet. Enfin, le temps partiel touche encore le tiers des individus se situant dans la tranche de salaire brut mensuel des [2 000 – 2 500].

Graphique 32: Travail à temps complet et temps partiel par genre



Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Graphique 33: Parts du temps complet et partiel par tranche de salaire brut mensuel moyen (hors gratifications et primes)



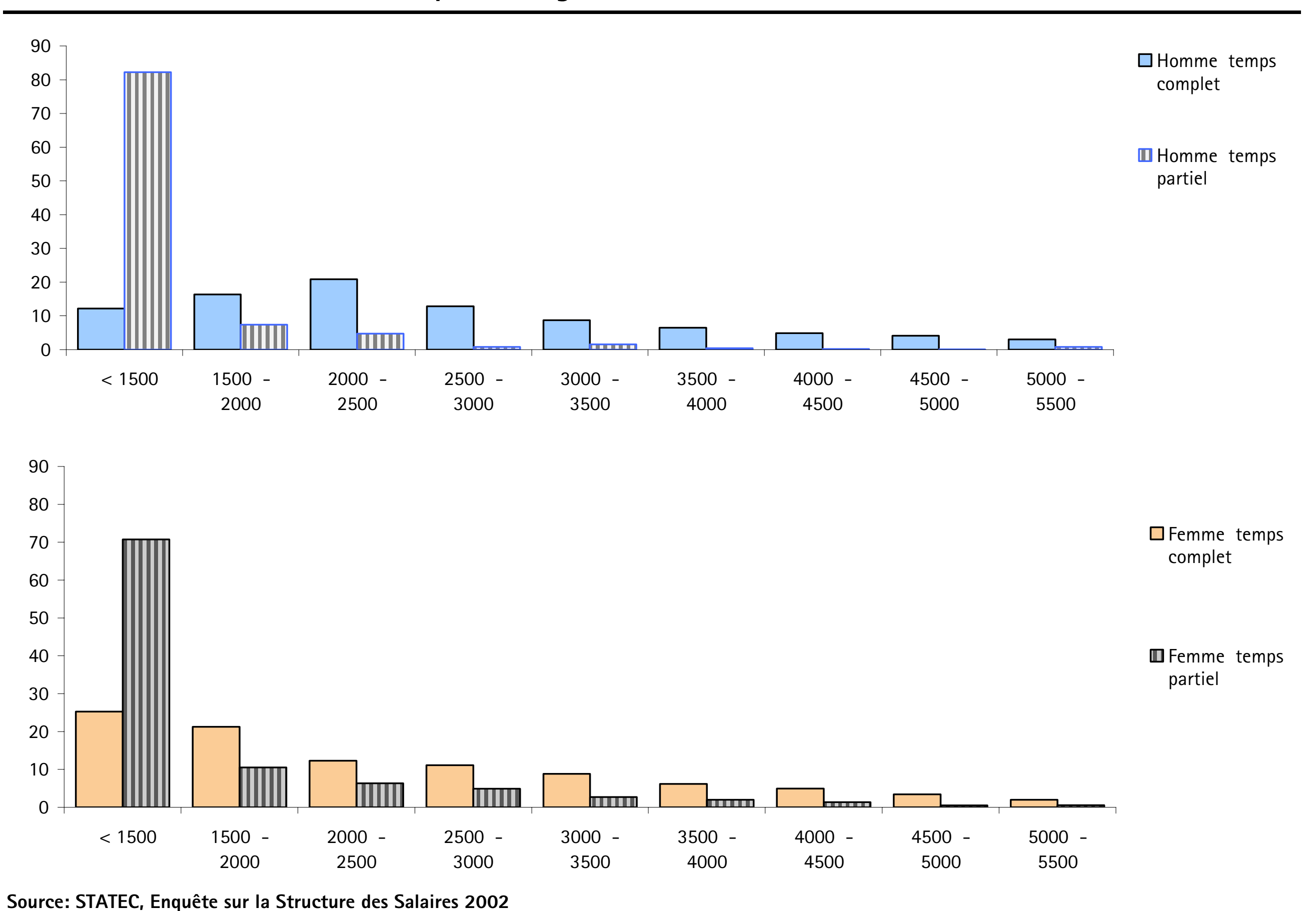
Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Cette situation décrite sur le graphique 33 peut être détaillée davantage en effectuant une ventilation par genre et branches. Le graphique 34 montre que le temps partiel touche aussi fortement les bas salaires masculins que les féminins. Toutefois, il montre également que les femmes s'installent plus rapidement que les hommes dans les modes d'emplois à temps complet mais à bas salaires.

Le temps partiel diminue avec les tranches de revenus mais on continue de l'observer plus longtemps chez les femmes que chez les hommes. Les femmes retrouvant une carrière professionnelle après une interruption pour activités familiales, optent souvent pour un mode de travail à temps partiel compatible avec leur vie familiale.

Les graphiques 34-35 montrent à nouveau que le temps partiel est davantage une option féminine. On dénombre d'abord plus d'occurrences du travail à temps partiel par tranche de salaire brut mensuel chez les femmes que chez les hommes. Ensuite, par tranche de salaire brut mensuel le temps partiel est en proportion plus élevé chez les femmes que chez les hommes.

Graphique 34 et Graphique 35: Parts du temps complet et partiel par tranche de salaire brut mensuel, le cas des hommes et des femmes (en pourcentages)



Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Tableau 73: Répartition pour chaque tranche de salaire brut mensuel moyen des salariés par mode d'emploi (en %)

	Temps complet	Temps partiel
< 1500	62.8	37.2
[1500 - 2000[	93.8	6.2
[2000 - 2500[	96.2	3.8
[2500 - 3000[	96.5	3.5
[3000 - 3500[	96.8	3.2
[3500 - 4000[	97.6	2.4
[4000 - 4500[	98.3	1.7
[4500 - 5000[	98.3	1.7

Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires (ESS) 2002.

Pour les bas salaires on observe la plus grande proportion de travail à temps partiel. Les 37.2% se répartissent en 17.2% de travail à mi-temps et 9.6% de travail à trois quart temps. Plus le salaire brut mensuel augmente, plus la part du temps partiel diminue. Après un seuil de 5 000 € le travail à temps partiel devient pratiquement inexistant.

14.5. Distribution du salaire brut mensuel moyen par âge, ancienneté, branche et fonction de supervision

Nous reprenons ici la sélection des observations correspondant aux individus travaillant à temps complet en laissant de côté les fonctionnaires et stagiaires. L'analyse porte sur la distribution du salaire brut mensuel moyen ventilée par ancienneté et branche.

Les différences de salaires observées peuvent être expliquées par des effets propres aux branches dans lesquelles se trouvent les salariés, ou bien également par l'ancienneté accumulée dans l'emploi occupé dans ces branches. Les tableaux suivants permettent d'avoir une vision simultanée de ces deux dimensions en proposant une lecture des profils de salaires moyens par ordre croissant d'ancienneté dans l'emploi.

Le tableau 74 concerne la situation des salariés masculins. Le résultat majeur qui en ressort est celui de la croissance des salaires bruts mensuels moyens pour toutes les classes d'ancienneté et toutes les branches (à l'exception de la branche « Immobilier, location et services aux entreprises »). Les profils de croissance des salaires bruts mensuels moyens les plus accentués se situent dans les branches de la « Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau », des « Transports et communications » et de l'« Intermédiation financière ».

En termes de niveaux de départ des salaires bruts mensuels moyens c'est donc la branche « Intermédiation financière » qui montre dans le tableau les niveaux les plus élevés. Autrement dit on observe pour la première classe d'ancienneté [0-2ans], un niveau de salaire brut mensuel moyen de la branche des activités financières supérieur à celui de toutes les autres branches. Cette tendance se poursuit sur toutes les classes d'ancienneté à l'exception de celle des 16 ans et plus pour laquelle la branche « Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau » offre un salaire brut mensuel moyen plus élevé.

Il y a donc un effet positif de l'ancienneté dans l'emploi sur la croissance des profils de salaires moyens masculins dans toutes les branches.

Le tableau 75 concerne la situation des salariées. Contrairement à ce que l'on peut observer sur le tableau des hommes, il existe des branches montrant des profils de croissance des salaires bruts mensuels moyens quasiment plats.

Tableau 74: Salaire brut mensuel moyen des hommes par branche et ancienneté

	0-2 ans	3-5 ans	6-10 ans	11-15 ans	> 16 ans
Industrie manufacturière	2 904	3 071	3 382	3 503	4 280
Production et distribution d'électricité de gaz et d'eau	3 738	3 721	4 391	4 933	6 295
Construction	2 453	2 678	2 846	3 069	3 392
Commerce, réparations automobile et d'articles domestiques	2 776	2 986	3 186	3 463	3 905
Hôtels et restaurants	2 057	2 231	2 465	2 575	3 958
Transports et communications	2 795	3 530	4 011	4 268	4 901
Intermédiation financière	4 823	5 575	6 255	6 184	6 444
Immobilier, location et services aux entreprises	3 154	3 797	3 353	3 735	5 185

Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002.
Note : effectifs faibles de la branche « Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau »

Tableau 75: Salaire brut mensuel moyen des femmes par branche et ancienneté

	0-2 ans	3-5 ans	6-10 ans	11-15 ans	> 16 ans
Industrie manufacturière	2 298	2 682	2 757	2 789	3 123
Production et distribution d'électricité de gaz et d'eau	2 657	3 345	3 390	4 787	6 081
Construction	2 320	2 269	2 813	3 076	2 731
Commerce, réparations automobile et d'articles domestiques	1 913	2 025	2 324	2 198	2 612
Hôtels et restaurants	1 778	2 030	2 086	2 119	2 081
Transports et communications	2 485	2 961	3 152	3 522	3 993
Intermédiation financière	3 501	4 084	4 678	4 930	5 028
Immobilier, location et services aux entreprises	2 714	3 171	3 320	3 654	3 873

Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002.
Note : effectifs faibles de la branche « Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau »

En moyenne, l'ancienneté ne semble pas jouer sur le salaire brut mensuel moyen des femmes de rôle significatif dans les branches du « Commerce, réparations automobiles et d'articles domestiques » et pratiquement aucun rôle dans la branche de l' « Hôtels et restaurants ». Il s'agit de branches pour lesquelles le rythme de leur activité génère une flexibilité qui n'est parfois pas favorable à l'accumulation d'une ancienneté dans l'emploi. En effet, comme le soulignent Gadrey et Gadrey (1991)[1] ces deux branches correspondent davantage à des métiers d'entrée dans la vie active que des branches offrant des métiers de carrière surtout pour une majorité de femmes.

Les branches des « Transports et communications » et de l'« Intermédiation financière » offrent aux salariées des profils de salaires croissant avec l'ancienneté auxquels vient s'ajouter, a contrario du graphique des hommes, la branche « Immobilier, location et services aux entreprises ».

La répartition des salaires bruts mensuels moyens par branche (tableau 76) fait apparaître comme branches les plus rémunératrices celles qui emploient le plus de main-d'œuvre qualifiée (hormis la branche « Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau » celle de l'« Intermédiation financière ») et en branches les moins rémunératrices celles qui offrent au contraire une proportion plus élevée d'emplois peu qualifiés (commerce, services, hôtellerie et restauration). Les branches les plus rémunératrices sont souvent les moins féminisées. En particulier, la branche de l'« Intermédiation financière » possède un taux de féminisation plus élevé que le taux moyen toutes branches confondues, mais elles n'en demeurent pas moins minoritaires. Le salaire moyen des femmes est de 4 241 EUR mais elles n'occupent que 38.2% des postes.

Une femme appartenant à la branche des activités financières perçoit un salaire brut mensuel moyen de 25% inférieur à celui d'un homme travaillant dans la même branche. Par ailleurs, plus on monte dans l'échelle des rémunérations, plus le salaire brut mensuel moyen des hommes s'écarte du salaire brut mensuel moyen des femmes. Ainsi, les 10% des hommes de la branche de l'« Intermédiation financière » les mieux rémunérés perçoivent plus de 8 643 EUR bruts mensuels, contre seulement 5 937 EUR bruts mensuels pour les femmes (soit près de 46% de différence).

L'ancienneté ne permet pas d'expliquer les écarts salariaux. En effet, d'une classe d'ancienneté à l'autre les écarts observés semblent être très fluctuants.

Tableau 76: Distribution des salaires bruts mensuels par genre et par branche

Salaire		Premier quartile Q1	Deuxième quartile Q2	Troisième quartile Q3	Salaire moyen
Femmes	Industrie manufacturière	1 933	2 592	3 212	2 726
	Production et distribution d'électricité de gaz et d'eau	3 250	3 911	4 940	4 274
	Construction	1 969	2 376	2 875	2 575
	Commerce, réparations automobile et d'articles domestiques	1 636	1 891	2 387	2 152
	Hôtels et restaurants	1 494	1 738	2 100	1 962
	Transports et communications	2 180	2 758	3 592	3 026
	Intermédiation financière	3 173	3 922	4 805	4 241
	Immobilier, location et services aux entreprises	2 230	2 736	3 517	3 055
Hommes	Industrie manufacturière	2 517	3 146	4 054	3 554
	Production et distribution d'électricité de gaz et d'eau	3 856	4 816	5 869	5 091
	Construction	2 114	2 490	3 108	2 832
	Commerce, réparations automobile et d'articles domestiques	2 061	2 621	3 660	3 173
	Hôtels et restaurants	1 763	2 012	2 572	2 372
	Transports et communications	2 438	3 249	4 605	3 803
	Intermédiation financière	3 914	5 068	6 671	5 722
	Immobilier, location et services aux entreprises	2 282	2 946	4 154	3 624

Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002
Note : effectifs faibles de la branche « Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau »

[1] Gadrey Nicole, Gadrey Jean, La gestion des ressources humaines dans les services et le commerce, flexibilité, diversité, compétitivité, ed. L'Harmattan, 1991.

Tableau 77: Ecart salarial par branche et tranche d'ancienneté dans l'emploi

	0-2 ans	3-5 ans	6-10 ans	11-15 ans	> 16 ans	Moyen
						en %
Industrie manufacturière	28.9	10.1	22.8	3.0	3.4	16.0
Production et distribution d'électricité de gaz et d'eau	5.4	15.3	1.1	-0.2	19.5	9.1
Construction	31.1	32.2	27.1	36.5	33.1	32.2
Commerce, réparations automobile et d'articles domestiques	13.6	9.0	15.4	17.7	47.4	17.3
Hôtels et restaurants	11.1	16.1	21.4	17.5	18.5	20.4
Transports et communications	27.4	26.7	25.2	20.3	22.0	25.9
Intermédiation financière	13.9	16.5	1.0	2.2	25.3	15.7

Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002.
Note : effectifs faibles de la branche « Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau »

Tableau 78: Distribution du salaire brut mensuel moyen par branche et tranche d'âges des hommes

	16-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60+
Industrie manufacturière	1 760	2 159	2 708	3 065	3 450	3 586	3 866	4 338	4 768	6 282
Production et distribution d'électricité de gaz et d'eau	:	2 807	3 437	4 325	4 635	5 403	6 690	6 394	6 304	9 491
Construction	1 618	1 941	2 316	2 581	2 729	2 978	3 242	2 988	3 421	5 201
Commerce, réparations automobile et d'articles domestiques	1 523	1 925	2 376	2 879	3 229	3 346	3 776	3 821	4 662	7 404
Hôtels et restaurants	:	1 680	1 945	2 257	2 478	2 903	2 507	2 442	2 131	3 857
Transports et communications	2 294	2 603	2 894	3 493	3 780	4 016	4 177	4 323	4 256	4 826
Intermédiation financière	2 707	2 924	3 797	4 895	6 012	6 849	7 203	7 098	8 152	12 345
Immobilier, location et services aux entreprises	1 506	2 191	2 959	3 547	4 043	3 855	3 810	3 772	4 904	7 139

Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002.
Note : effectifs faibles de la branche « Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau »

On remarque que la branche « Hôtels et restaurants » offre aux hommes un salaire brut mensuel moyen inférieur aux salaires bruts mensuels moyens des autres branches sur toutes les classes d'âges à partir de 20 ans. Les activités financières offrent quant à elles sur toutes les classes d'âges un salaire brut mensuel moyen supérieur à ceux des autres branches.

On remarque à nouveau que la branche « Hôtels et restaurants » offre également aux femmes les plus bas salaires bruts mensuels moyens pour toutes les classes d'âges. En revanche il n'existe pas de branche offrant un salaire brut mensuel moyen supérieur aux autres branches quelle que soit la classe d'âges.

Il serait à ce stade intéressant de produire un tableau donnant les valeurs des écarts salariaux par classe d'âges pour chaque branche mais les effectifs pour certaines branches et classes d'âges sont insuffisants pour obtenir une conclusion fiable.

En revanche on peut penser que les écarts de salaires qui augmentent avec l'âge peuvent être expliqués par des tâches de supervision attribuées au salarié. L'enquête sur la Structure des Salaires contient une question sur l'exercice par un salarié d'une activité de supervision du travail de subordonnés.

Tableau 79: Distribution du salaire brut mensuel moyen par branche et tranche d'âges des femmes

	16-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60+
Industrie manufacturière	1 431	2 029	2 579	2 637	2 852	2 916	2 869	2 852	4 319	3 390
Production et distribution d'électricité de gaz et d'eau	:	2 868	3 324	3 562	5 412	4 342	:	4 339	5 065	9 001
Construction	:	1 839	2 444	2 543	2 681	2 611	3 083	2 388	2 462	2 468
Commerce, réparations automobile et d'articles domestiques	1 510	1 797	1 996	2 195	2 295	2 303	2 225	2 355	2 146	2 726
Hôtels et restaurants	1 309	1 681	1 667	2 073	2 346	1 743	2 006	2 253	2 132	1 740
Transports et communications	1 461	2 323	2 794	3 137	3 710	3 304	3 371	3 342	2 969	:
Intermédiation financière	:	2 748	3 376	4 159	5 049	5 107	4 992	5 356	5 574	4 560
Immobilier, location et services aux entreprises	1 933	2 335	2 857	3 102	3 348	3 533	3 443	2 997	3 028	4 132

Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002.
Note : effectifs faibles de la branche « Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau »

Le tableau 80 donne le pourcentage de femmes et d'hommes qui effectuent des tâches de supervision dans leur activité salariée par branche. Parmi toutes les femmes de la branche de l'« Intermédiation financière », 19% exercent des tâches de supervision de personnel (contre 40% pour les hommes).

Tableau 80: Part de la supervision par genre et branche

	Femmes	Hommes
Industrie manufacturière	15%	25%
Commerce, réparations automobile et d'articles domestiques	15%	25%
Hôtels et restaurants	29%	37%
Intermédiation financière	19%	40%
Immobilier, location et services aux entreprises	17%	20%

Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002.

Pour toutes les branches la proportion des hommes qui exercent des tâches de supervision est plus grande que celle des femmes.

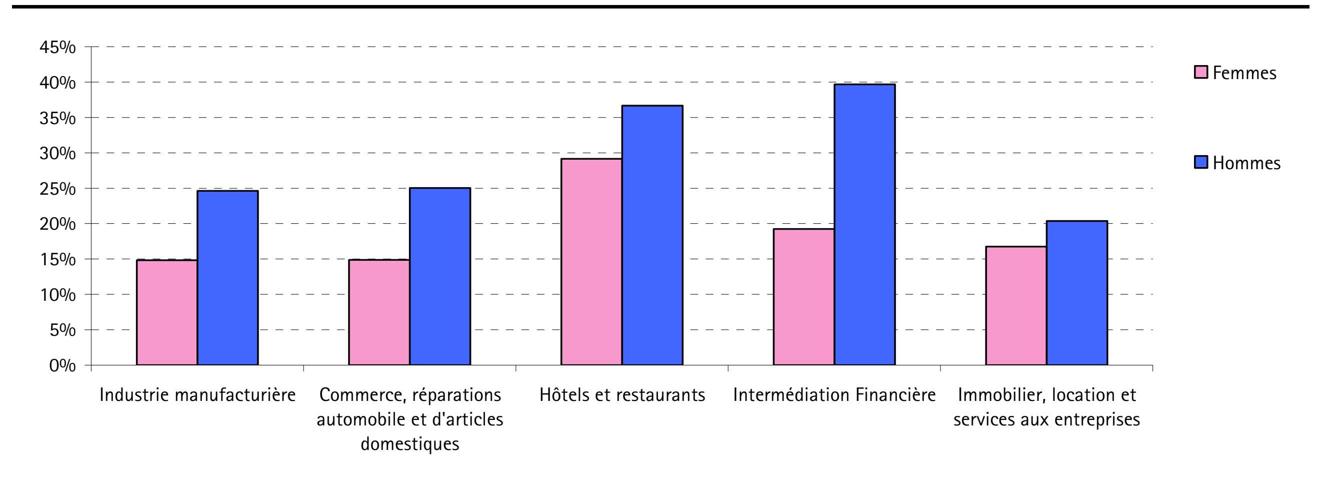
En présentant à l'aide du graphique 36 ces chiffres classés par ordre croissant, on constate pour les femmes que la branche « Hôtels et restaurants » est la branche qui contient le pourcentage d'activité de supervision le plus élevé (29%) suivi de la branche de l'« Intermédiation financière » (19%).

Ce sont en revanche la branche « Intermédiation financière » qui offre une proportion plus grande d'activité de supervision pour les hommes, suivies de la branche « Hôtels et restaurants ».

Le graphique 37 permet de compléter le constat précédent en apportant l'information du taux de féminisation pour chacune de ces branches avec ou sans activité de supervision. Parmi toutes les personnes de la branche « Activités financières » qui n'ont pas de tâches de supervision 46% sont des femmes. De la même manière parmi toutes les personnes de cette branche qui ont des tâches de supervision uniquement 23% sont des femmes.

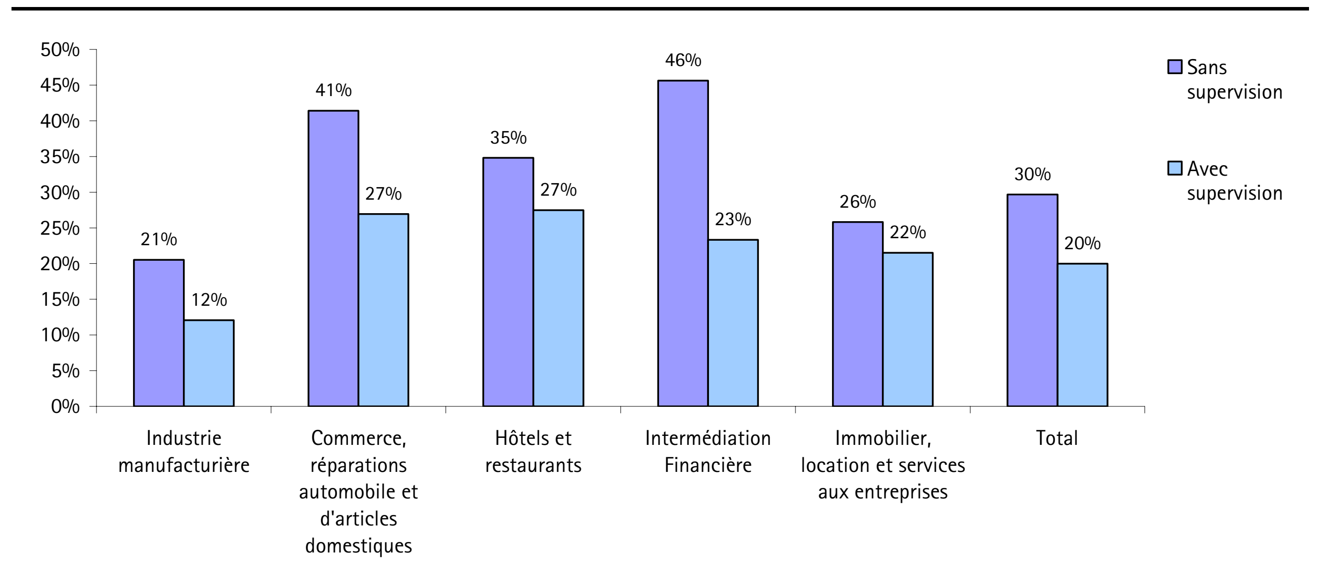
Toutes branches confondues, le taux de féminisation moyen est de 28%. En l'absence de tâches de supervision ce taux s'élève à 30%. Il descend à 20% si l'on ne considère que les personnes avec des tâches de supervision. Autrement dit le nombre de femmes salariées exerçant des tâches de supervision de personnel sur le nombre total de salariés (hommes et femmes) exerçant ces mêmes tâches est de 20% au Luxembourg en 2002.

Graphique 36: Supervision par genre et branche au Luxembourg



Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Graphique 37: Taux de féminisation avec et sans tâches de supervision par branche au Luxembourg



Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Le tableau 81 donne les chiffres de l'écart salarial par branche selon que les salariés exercent ou non une activité de supervision.

Lorsqu'une salariée exerce une tâche de supervision dans la branche des activités financières l'écart salarial se réduit de 21.3% à 17.7%.

En revanche, les branches fortement masculinisées comme la construction par exemple montrent un écart salarial plus important lorsque l'on prend en compte l'élément de supervision. En effet, la supervision ne porte majoritairement que sur les hommes (supervisant un personnel de terrain en nombre variable) ce qui contribue à éloigner encore plus leur salaire brut mensuel moyen de celui des femmes (occupant une position administrative supervisant un personnel en nombre plus ou moins fixe).

De nombreux effets de structures expliquent donc les écarts de salaires qui ne sont d'ailleurs souvent pas indépendants les uns des autres. L'objet du chapitre économétrique sera d'analyser les déterminants des salaires.

Tableau 81: Ecart salarial par branche et tâche de supervision

	Ecart salarial	
	avec tâche de supervision	sans tâche de supervision
		en %
Industrie manufacturière	17.1	20.9
Construction	12.2	4.1
Commerce, réparations automobile et d'articles domestiques	36.8	26.6
Hôtels et restaurants	12.7	15.2
Transports et communications	31.2	16.1
Intermédiation financière	17.7	21.3
Immobilier, location et services aux entreprises	28.1	7.8

Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

14.6. Distribution du salaire brut mensuel moyen par genre, niveau de formation et branche

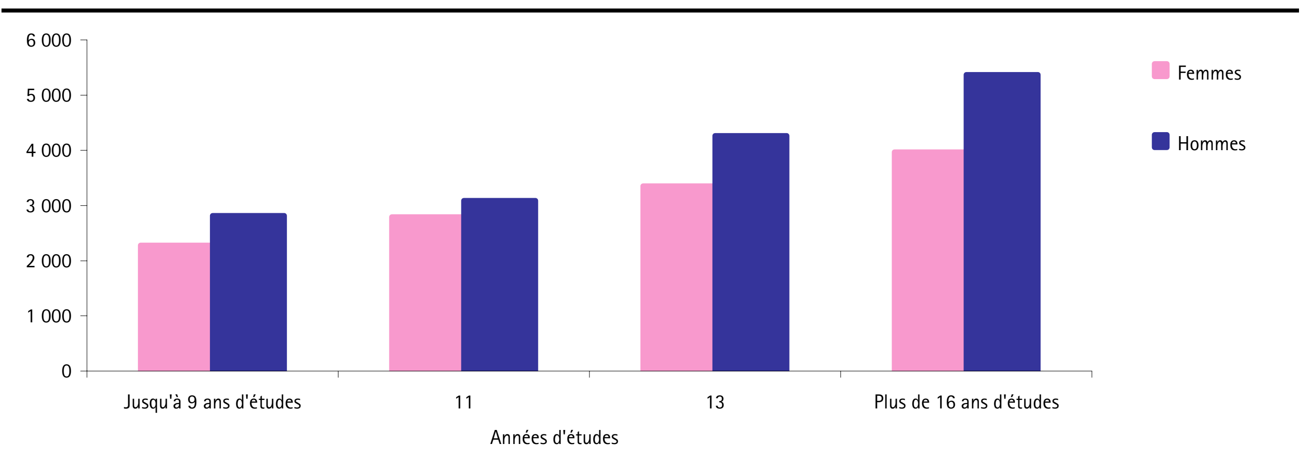
Le niveau de formation ou encore le diplôme permet non seulement l'accès aux professions les plus rémunératrices, mais garantit aussi le plus souvent un salaire plus élevé aux titulaires des plus hauts niveaux de formation, même à catégorie socioprofessionnelle donnée.

Le graphique 38 montre la croissance du salaire brut mensuel moyen avec la durée des études. Les salariées[1] ayant achevé 13 années d'études et travaillant à temps complet, gagnent un salaire brut mensuel moyen de 3 352 € contre 4 266 € pour les hommes, soit un écart de 914 € mensuel. Les femmes ont donc un écart de salaire brut mensuel de 21.4% avec les hommes sur la base de 13 années d'études achevées.

Cet écart passe à 1 636 € pour 16 années d'études et plus et montre une croissance plus rapide du salaire brut mensuel moyen pour les hommes que pour les femmes. On remarque bien sur le graphique, le niveau plus élevé du profil de salaires masculins par rapport à celui du profil de salaires féminins et cela quelque soit la durée des études. Les femmes ont par exemple un écart de salaire brut mensuel moyen de 27% avec les hommes sur la base de 16 années ou plus d'études achevées[2].

Le pourcentage de femmes à atteindre un niveau donné de formation est sensiblement le même que celui des hommes comme en témoignent les deux graphiques suivants.

Graphique 38: Niveau du salaire mensuel brut moyen par genre et nombre d'années d'études



Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

---

[1] Catégories « Employé(e) » et « ouvrier(ère) ».

[2] L'écart de salaire brut mensuel moyen des femmes est de respectivement 14%, 21%, 10%, 21%, 23%, 27%, 31% par rapport à 6, 9, 11, 13, 16, 17, 20 années d'études achevées.

Graphique 39: Répartition des femmes par nombre d'années d'études achevées

35%
30%
25%
20%
15%
10%
5%
0%
4.2% 11.3% 31.9% 25.0% 16.6% 10.4% 0.5%
6 ans 9 ans 11 ans 13 ans 16 ans 17 ans 20 ans

Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

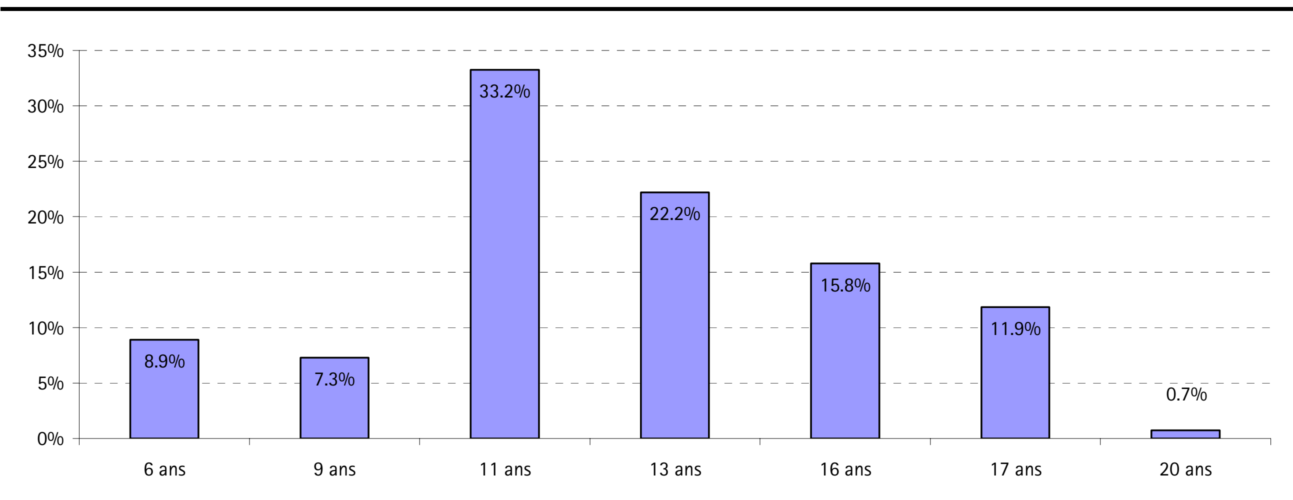
La répartition des hommes et des femmes par nombre d'années d'étude ne montre pas de grandes différences.

Il ressort donc de la comparaison de ces deux graphiques que pour des années d'études équivalentes entre hommes et femmes, ces dernières conservent un profil de salaire inférieur à celui des hommes. On pointe alors ici du doigt une discrimination de genre par niveau d'éducation.

Les graphiques 41 et 42 ci-dessous examinent plus en profondeur ce résultat en donnant la répartition des salaires bruts mensuels moyens par branche selon le nombre d'années d'étude et par genre. Les graphiques présentent les branches triées par ordre de salaire brut mensuel moyen offert décroissant, ce qui permet de faire apparaître un hit-parade des branches les plus « rémunératrices » selon le genre et la formation.

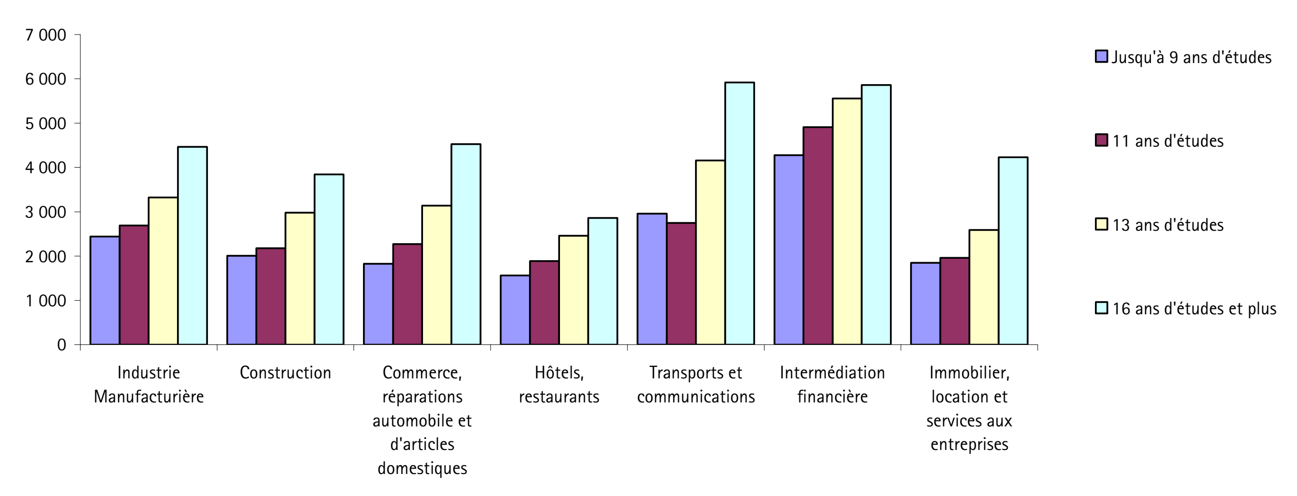
La branche de l'« Intermédiation financière » est omniprésente dans le classement de tête des branches les plus « rémunératrices » jusqu'à 16 années d'études, suivi de prêt par la branche des « Transports et communications ». Le classement en quatrième position de la branche des activités financières est simplement du à des effectifs trop faibles des branches « Construction », « Transports et communications » et « Industrie manufacturière » qui produisent donc mécaniquement un salaire brut mensuel moyen très élevé. En conséquence la branche « Intermédiation financière » offre toujours un salaire brut mensuel moyen élevé pour les études universitaires supérieures.

Graphique 40: Répartition des hommes par nombre d'années d'études achevées



Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Graphique 41: Répartition des salaires bruts mensuels moyens masculins par branche



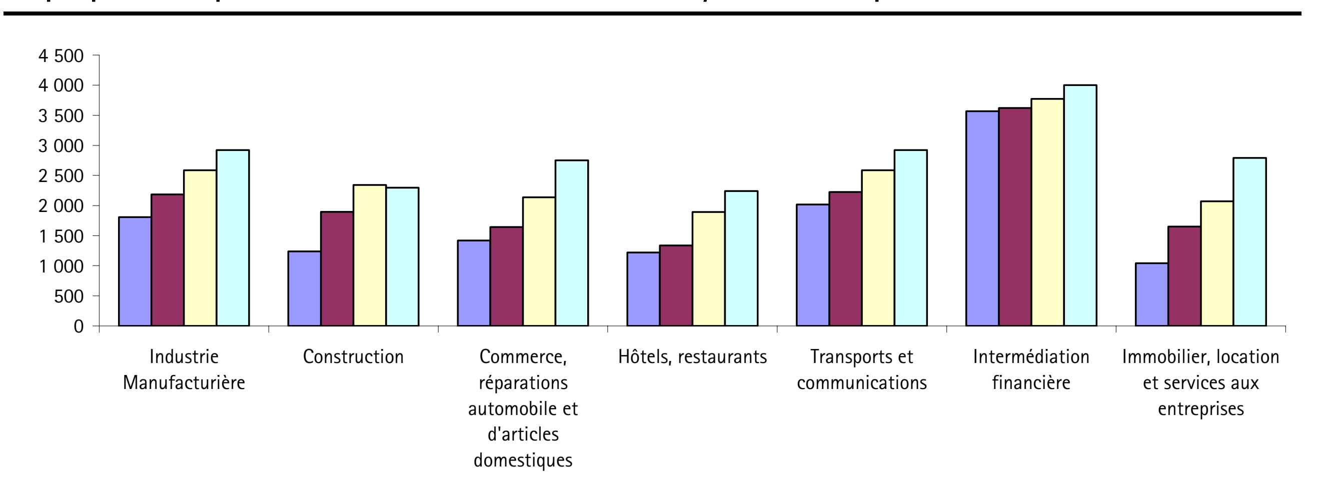
Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

A l'opposé, la branche « Hôtels et restaurants » est la branche la moins « rémunératrice » pour les hommes. Une lecture du graphique suivant permet toutefois de remarquer que la progression du salaire brut mensuel moyen offert dans cette branche augmente plus rapidement chez les hommes que chez les femmes.

Le tableau 82 donne les chiffres des écarts salariaux entre hommes et femmes par durée d'études et par branches.

Les résultats de la section 14.2 ont montré un écart salarial général entre hommes et femmes de 19.6%. En comparant ce chiffre aux écarts par durée d'étude selon les branches on s'aperçoit par exemple que pour les études supérieures (plus de 16 années d'études) les écarts sont nettement au-dessus de la moyenne générale sauf pour l'industrie manufacturière et le commerce où l'on dispose de très peu d'observations. Comme on a montré que la distribution des années d'études des femmes et des hommes était similaire, ce ne sont donc pas les différences d'accès aux études supérieures qui accentuent l'inégalité salariale mais bien l'accès inégal des femmes aux promotions à des postes plus élevés.

Graphique 42: Répartition des salaires bruts mensuels moyens féminins par branche



Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Tableau 82: Ecart salarial par durée d'études et par branche

	6 ans	9 ans	11 ans	13 ans	16 ans	17 ans	*20 ans*
							en %
Industrie manufacturière	15.9	:	-13.0	22.6	3.0	:	:
Production et distribution d'électricité de gaz et d'eau	5.9	-3.4	8.0	18.6	38.6	33.6	60.7
Construction	13.9	22.8	24.7	25.0	32.6	40.0	:
Commerce, réparations automobile et d'articles domestiques	14.2	9.9	20.2	14.9	9.7	37.3	:
Hôtels et restaurants	16.9	0.5	16.1	34.1	41.6	35.5	:
Transports et communications	-4.2	17.8	17.5	29.3	22.5	26.1	34.9
Intermédiation financière	6.2	10.4	-6.2	12.2	22.9	27.6	33.3
Immobilier, location et services aux entreprises	25.6	16.3	15.9	24.9	32.9	34.2	19.9

Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Note : effectifs faibles de la branche « Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau »

14.7. Distribution du salaire brut mensuel moyen par genre, niveau de formation et résidence

Le salaire brut mensuel moyen des personnes travaillant à temps complet s'élève en 2002 à 3 720 EUR. L'objet de cette section et notamment du tableau 83 est de montrer que ce niveau de salaire moyen peut également dépendre du genre du salarié ainsi que de son statut de résidence.

On peut calculer à partir de ce tableau un écart salarial brut mensuel moyen des hommes et des femmes résidant au Luxembourg de 24.4%. Le résidant masculin perçoit ainsi un salaire brut mensuel moyen de 24.4% plus élevé que celui de la résidante. De même, on peut également calculer un écart salarial de 13.3% pour les hommes et les femmes frontaliers, montrant que l'homme frontalier perçoit un salaire brut mensuel moyen de 13.3% plus élevé que celui de la femme frontalière.

Il est également intéressant de comparer cette fois par genre, l'écart salarial obtenu selon le statut de résidence. On trouve alors un chiffre de 24.5% pour les hommes bien loin devant celui des femmes 8.6%. Le statut de résidence semble donc contenir un effet discriminatoire sur le salaire perçu. Lorsqu'un homme réside au Luxembourg, ce dernier reçoit un salaire brut mensuel moyen de 24.5% plus élevé que l'homme frontalier. Le chiffre obtenu pour les femmes montre qu'une femme résidant au Luxembourg perçoit un salaire brut mensuel moyen de 8.6% plus élevé que celui de la femme frontalière.

Le statut de résidence est donc un élément de discrimination important dans la formation du niveau de salaire, ce que les régressions économétriques montreront également mais avec plus de détails dans la deuxième partie.

On pourrait également détailler un peu plus le volet de l'écart salarial en distinguant selon le pays de résidence frontalier du Luxembourg à savoir l'Allemagne, la Belgique et la France pour lesquels les écarts salariaux semblent beaucoup varier.

Les salariés frontaliers masculins résidant en France ont un salaire brut mensuel moyen de 8.6% supérieurs à celui des femmes salariées résidant également en France. Cet écart salarial est deux fois plus petit que celui des résidants belges. Un salarié frontalier masculin résidant en Belgique reçoit un salaire brut mensuel moyen de 17.1% supérieurs à celui d'une femme salariée mais résidant en Belgique. On peut observer l'écart salarial le plus élevé pour les hommes et les femmes résidant au Luxembourg.

Tableau 83: Répartition par statut de résidence et genre des salaires bruts mensuels moyens et médians au Luxembourg

	Résidant		Frontalier	
	Rémunération brute moyenne	Rémunération brute médiane	Rémunération brute moyenne	Rémunération brute médiane
Femmes	3 289	2 940	3 028	2 715
Hommes	4 351	3 722	3 495	2 854
Total	4 041	3 468	3 366	2 806

Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Tableau 84: Répartition par pays de résidence et genre des salaires bruts mensuels moyens et des écarts salariaux au Luxembourg

	Belgique	Allemagne	France	Luxembourg
Femmes	3 320	3 361	2 777	3 289
Hommes	4 004	3 819	3 038	4 351
Ecart salarial (en %)	17.1	12.0	8.6	24.4

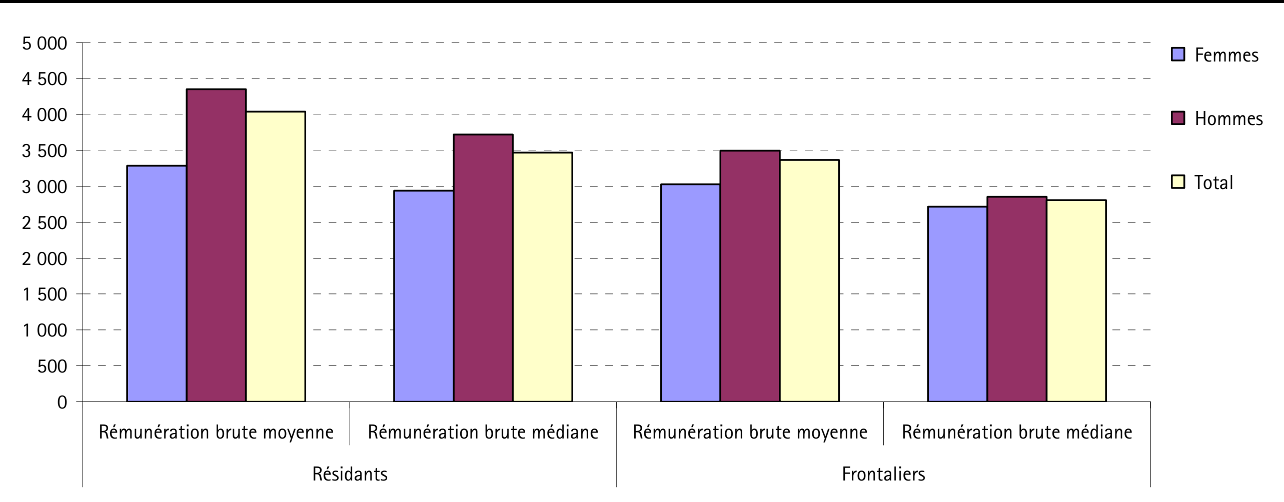
Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Le graphique 43 donne une illustration visuelle des niveaux de salaires bruts mensuels moyens et médians selon le statut de résidence.

A ce stade de l'analyse, on peut se poser la question de savoir si cet écart de salaire brut mensuel moyen entre résidant et frontalier peut s'expliquer par le niveau d'éducation? Nous faisons aussi figurer dans le graphique la durée des études pour y déceler d'éventuels effets sur le statut de résidence qui pourrait expliquer plus finement l'écart salarial. Ce dernier pourrait alors être justifié par une dimension de capital humain.

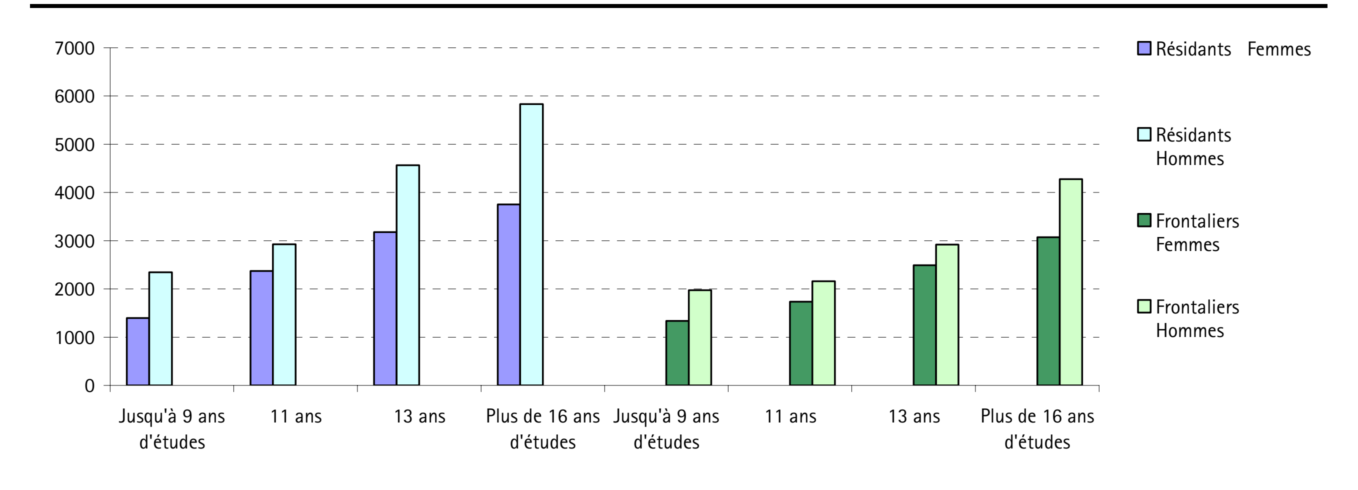
Le graphique 44 présente pour les hommes et les femmes les niveaux de salaires bruts mensuels moyens selon le statut de résidence. On remarque que la durée des études est plus rémunérée chez les résidants que chez les frontaliers. Plus encore, les femmes qui résident au Luxembourg sont mieux rémunérées que les frontalières et cela quel que soit le niveau de formation. A niveau de formation identique il semble donc préférable de résider au Luxembourg que d'être frontalier.

Graphique 43: Salaires bruts mensuels moyens et médians par statut de résidence et genre



Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Graphique 44: Salaires bruts mensuels moyens par statut de résidence, durée d'études et genre



Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Le salaire brut mensuel moyen d'une femme travaillant à temps complet ayant achevé 16 années d'études est de 4 068 EUR si elle réside au Luxembourg contre 3 400 EUR si elle est frontalière, soit un écart salarial moyen « de résidence » de 19.6%.

En ce qui concerne les salariés masculins, l'écart de salaire moyen est encore plus important. Le salaire brut mensuel moyen d'un homme travaillant à temps complet et ayant 16 années d'études est de 5 468 EUR s'il réside au Luxembourg contre 4 258 EUR s'il est frontalier, soit un écart salarial moyen « de résidence » de 28.4%.

L'écart salarial entre hommes et femmes pour 16 années d'études est de 34.4% si l'on réside au Luxembourg mais de 20.2% pour les hommes et les femmes frontaliers. Il semble donc que la durée des études n'apporte pas plus d'information que le statut de résidence pour expliquer l'écart salarial entre hommes et femmes.

A ce stade on peut alors se poser la question de la nationalité n'entrerait pas également en jeu dans la discrimination mise en évidence par la prise en compte du statut de résidence? Si la question est intéressante on se heurte dans la pratique à une insuffisance des effectifs observés. Le pourcentage de personnes étant de nationalité luxembourgeoise et frontaliers s'élève à 0.5% de l'effectif salarié couvert par l'enquête.

14.8 Salaire mensuel moyen brut par genre, âge et état matrimonial

Pour les femmes, l'état matrimonial peut servir d'indicateur de la présence d'enfants dans le ménage et (ou) d'une interruption de carrière, informations qui ne sont pas disponibles directement dans l'enquête. On peut s'attendre à ce qu'une femme mariée ait eu des enfants et n'ait pas pu accumuler autant d'années d'ancienneté du fait qu'elle s'était retirée de la vie professionnelle pour s'en occuper.

Le tableau 85 permet de mettre en évidence l'effet de l'état matrimonial sur les salaires mensuels moyens bruts ainsi que sur l'écart salarial. Chez les hommes le salaire brut mensuel moyen le plus élevé est observé dans la catégorie « marié » (4 284 EUR par mois) et le plus faible dans la catégorie « célibataire » (3 242 EUR). Chez les femmes les salaires bruts mensuels moyens sont presque égaux pour les mariées et les veuves (environ 3 350 EUR), alors qu'ils sont plus faibles pour les célibataires (3 027 EUR par mois). L'écart salarial maximal par catégorie est plus prononcé chez les hommes (1 042 EUR) que chez les femmes (331 EUR).

Tableau 85: Salaire brut mensuel moyen par genre et état matrimonial

	Sexe		
Etat matrimonial	féminin	masculin	Ecart salarial
célibataire	3 027	3 242	6.6%
marié	3 334	4 284	22.2%
veuf	3 358	3 757	10.6%
divorcé	3 159	3 814	17.2%

Source : STATEC, Enquête sur le Structure des Salaires 2002

Note : Effectifs très faibles pour la catégorie « veuf »

Par ailleurs, l'écart salarial par genre varie de 6.6% pour les célibataires, c'est-à-dire que les hommes célibataires gagnent en moyenne 6.6% de plus que les femmes. Quant aux mariés, les salaires bruts mensuels des hommes sont supérieurs aux salaires bruts mensuels des femmes de 22.2%.

Le tableau 86 contient les salaires bruts mensuels moyens par genre, classe d'âges et état matrimonial. Les classes d'âge de 16-19 ans et 55-59 ans n'ont pas pu être conservées du fait de l'insuffisance des effectifs observés. Pour les mêmes raisons, la catégorie « veuf » n'a pas pu être retenue. En général, les salaires bruts mensuels moyens des hommes sont supérieurs aux salaires bruts mensuels moyens des femmes, à l'exception de la catégorie des mariés de 20-24 ans.

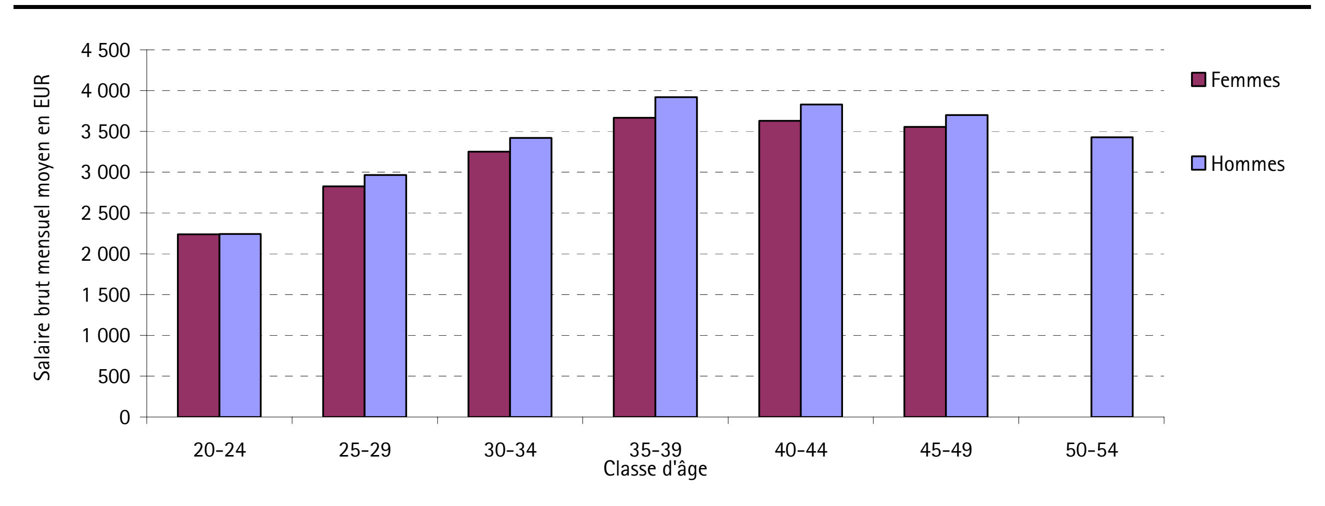
Tableau 86: Salaire mensuel moyen brut par genre, classe d'âge et état matrimonial

	Etat matrimonial					
	célibataire		marié		divorcé	
Classe d'âge	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
20-24	2 237	2 242	2 202	2 194	:	:
25-29	2 828	2 966	2 844	3 131	2 800	3 045
30-34	3 252	3 419	3 268	3 788	2 907	3 492
35-39	3 668	3 918	3 778	4 190	3 407	3 887
40-44	3 630	3 830	3 619	4 448	3 314	3 799
45-49	3 554	3 699	3 319	4 450	3 166	3 950
50-54	:	3 426	3 564	4 674	2 948	3 628

Source : STATEC, Enquête sur le Structure des Salaires 2002

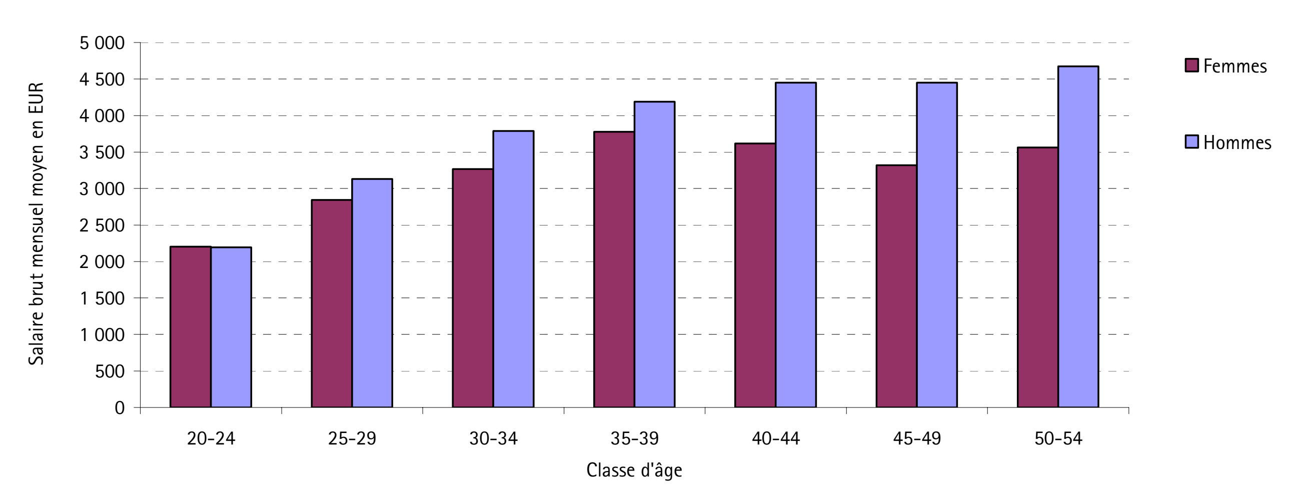
Sur le graphique 45 on peut observer qu'il n'existe pratiquement pas d'écart salarial entre les hommes et les femmes pour les classes d'âge de 20 à 34 ans. En effet les femmes célibataires continuent d'accumuler des années d'ancienneté de la même façon que les hommes. En comparant les salaires pour les différentes classes d'âges, on remarque que les salaires moyens augmentent de 20 à 39 ans pour les hommes, pour diminuer ensuite jusqu'à 54 ans. Il faut remarquer que le nombre d'hommes célibataires observé commence à diminuer à partir de 40 ans. Les 3 dernières classes d'âge ne regroupent que 14% de tous les hommes célibataires. On retrouve le même schéma chez les femmes célibataires où les deux dernières classes d'âge ne contiennent que 11% de toutes les femmes célibataires.

Graphique 45: Salaire brut mensuel moyen des célibataires par classe d'âges



Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Graphique 46: Salaire brut mensuel moyen des mariés par classe d'âges



Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Dans le cas des mariés l'écart salarial est faible jusqu'à l'âge de 30 ans. Au-delà de 30 ans, l'écart se creuse au détriment des femmes. En effet c'est à partir de cet âge que les femmes sont généralement pénalisées dans leurs carrières du fait probable de la présence d'enfants dans leurs ménages. Le cahier économique n°101 du Statec a par ailleurs montré que le taux d'emploi des femmes travaillant à temps plein commençait à baisser dès l'âge de 30 ans, ce qui conforte le résultat obtenu dans cette enquête.

A partir de 40 ans, les classes d'âge se composent, vraisemblablement, pour partie de femmes ayant repris une activité après une interruption de carrière due à la venue d'enfants. D'où des salaires moins élevés parce qu'elles n'ont pu bénéficier des effets de l'ancienneté sur leurs salaires et des chances d'accéder à des postes de cadres supérieurs. En revanche les salaires des hommes augmentent sur toutes les classes d'âge. Le salaire brut mensuel moyen d'un homme de 50-54 ans est plus du double de celui d'un homme de 20-24 ans (augmentation de 113 %). Chez les femmes cette augmentation n'est que de 60%.

Graphique 47: Salaire brut mensuel moyen des divorcés par classe d'âges

Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

On ne peut comparer que 4 classes d'âge vu les faibles effectifs des classes d'âge de 16-29 ans ainsi que de 50-59 ans. Le salaire brut mensuel moyen masculin des divorcés est supérieur pour chaque classe d'âges à celui des femmes. L'écart salarial est en moyenne de 500 EUR entre 30 et 44 ans, mais il se creuse sur la dernière classe d'âge observée où il s'élève à 780 EUR. On observe que le salaire brut mensuel moyen des femmes divorcées diminue à partir de 40 ans. De nouveau l'explication serait que qu'à ces âges, on trouve de nombreuses femmes obligées de revenir dans la vie professionnelle après une interruption plus ou moins longue.

Le tableau 87 indique l'écart salarial entre le salaire brut mensuel moyen des hommes et des femmes. L'étendue de l'écart salarial est la plus petite pour les célibataires (allant de 0.2% à 6.4%) et la plus grande pour les mariés (de 9.2% à 25.4%).

Tableau 87: Ecart salarial par classe d'âges et état matrimonial

	Etat matrimonial		
Classe d'âge	célibataire	marié	divorcé
20-24	0.2%	:	:
25-29	4.7%	9.2%	8.0%
30-34	4.9%	13.7%	16.8%
35-39	6.4%	9.8%	12.3%
40-44	5.2%	18.6%	12.8%
45-49	3.9%	25.4%	19.8%
50-54	:	23.7%	18.7%

Source : STATEC, Enquête sur le Structure des Salaires 2002

15. L'écart salarial entre femmes et hommes: un indicateur structurel européen[1]

15.1 Définition[2]

L'écart de rémunération entre hommes et femmes correspond à l'écart de la rémunération horaire brute moyenne entre hommes salariés et femmes salariées en pourcentage de la rémunération horaire brute moyenne des hommes salariés pour l'ensemble de l'économie. Les salaires comprennent les salaires bruts, les cotisations salariales et patronales ainsi que les primes et gratifications. La population comprend tous les salarié(e)s âgés de 16 à 64 ans qui travaillent au minimum 15 heures par semaine.

15.2 Évolution et comparaison européenne

Le tableau 88 indique que l'écart salarial non ajusté[3] pour le Luxembourg a baissé de 5 point de pourcent sur les 10 dernières années pour s'établir à 14% en 2005, niveau auquel il se situe également en 2006.

Au niveau européen, cet écart varie de 4% à Malte à 25% en Chypre parmi les nouveaux Etats membres et de 7% en Belgique à 22% en Allemagne pour les anciens pays. Le Luxembourg se situe près de la moyenne européenne qui est de 15%.

Tableau 88: Écart des rémunérations non corrigé entre hommes et femmes

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Malte	:	:	:	:	:	:	11	9	6	4	4	4
Belgique	13	12	10	10	9	11	13	12	:	:	6 (b)	7
Slovénie	:	14	15	14	11	14	12	11	9	:	8 (p)	8 (p)
Irlande	19	20	21	19	20	22	19	17	:	14 (b)	11 (p)	9 (p)
Grèce	13	17	15	13	12	13	15	18	17	11 (b)	10	9 (p)
Italie	8	8	8	7	7	8	6	6	:	:	7 (p)	9
Portugal	10	5	6	7	6	5	8	10	8	9	5 (b)	9
Pologne	:	:	:	:	:	15	:	12	11	11	10	10
Hongrie	:	22	23	24	23	21	21	20	16	12 (r)	14 (r)	11
France	13	13	13	12	12	12	13	14	13	12 (b)	12	12
Roumanie	21	21	24	24	20	17	17	18	17	18	14 (b)	13
Espagne	10	13	14	14	16	14	15	17	21 (b)	18	15	13 (p)
Luxembourg	**20**	**19**	**19**	**19**	**18**	**17**	**15**	**16**	**17**	**15**	**14**	**14**
UE (27 pays)	17 (s)	17 (s)	17 (s)	16 (s)	17 (s)	16 (s)	16 (s)	16 (s)	16 (s)	15 (s)	15 (s)	15 (s)
UE (15 pays)	17 (s)	17 (s)	16 (s)	16 (s)	16 (s)	15 (s)	16 (s)	16 (s)	16 (s)	16 (s)	15 (rs)	15 (s)
Lituanie	:	27	22	23	22	16	16	16	16	17	16	15
Bulgarie	:	:	:	:	:	:	:	22 (r)	21 (r)	18 (r)	16 (r)	16
Suède	16	15	17	17	18	17	18	18	17	16	17	16
Lettonie	:	:	:	:	20	20	20	16	16	16	15	17
Danemark	11	15	15	13	12	14	15	15	18 (b)	18	17	18
Pays-Bas	23	23	23	22	21	21	21	19	19	18	19	18
Autriche	:	22	20	22	21	21	20	20	:	17 (b)	18	18
République tchèque	:	:	21	21	25	22	22	20	19	19	19	19
Finlande	:	:	17	18	19	19	17	17	20 (b)	20	20	20
Royaume-Uni	28	26	24	21	24	22	21	21	23 (b)	22	22	20 (p)
Allemagne	21	21	21	21	22	19	21	21	22 (b)	23	23	22
Slovaquie	:	:	:	:	:	23	22	23	27	23	24	24
Estonie	29	27	27	28	26	26	25	24	24	24	24	25
Chypre	33	29	28	27	26	27	26	26	25	25	25	25

Source: Statec, Eurostat
(:) Non disponible
(s) Estimation Eurostat
(r) Valeur révisée
(b) Rupture de série
(p) Valeur provisoire

[1] Il s'agit entre autre d'un indicateur structurel de suivi de la stratégie européenne pour la croissance et l'emploi.

[2] Définition Eurostat.

[3] Voir point 1.5.3.1.1.

Graphique 48: Taux d'emploi féminin et écart salarial hommes femmes non ajusté en 2005 dans l'UE 15

Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

On constate globalement que parmi les membres de l'UE15, les pays affichant l'écart salarial non ajusté le plus important sont aussi ceux ayant les taux d'emploi féminins les plus élevés à l'exception de l'Irlande, du Portugal et de l'Allemagne. En effet, les deux premiers ont des taux d'emploi féminins au dessus de la moyenne européenne pour des écarts salariaux plutôt faibles (9%) alors que l'Allemagne affiche l'écart salarial le plus élevé (22%) sans pour autant dominer en terme de taux d'emploi féminin.

Ces comparaisons sont cependant à considérer avec une certaine prudence dans la mesure où cet indicateur n'est pas forcément établi de la même manière dans les différents Etats membres. Afin d'harmoniser au mieux cet indicateur, un groupe de travail composé d'experts de plusieurs Etats membres a récemment présenté ses propositions de réforme de l'écart salarial hommes femmes non ajusté (communément appelé « gender pay gap »).

15.3 Limites et projets de réforme

15.3.1 Limites

15.3.1.1 Un écart non ajusté

L'écart salarial entre les hommes et les femmes peut refléter des différences individuelles (âge, niveau d'éducation, expérience professionnelle, profession…) et des différences discriminatoires qui persistent lorsque l'on considère les salaires des hommes et des femmes toutes choses égales par ailleurs.

Une des principales limites de cet indicateur structurel est certainement le fait qu'il ne permet pas d'isoler les facteurs explicatifs de l'écart des effets dus à la discrimination directe ou indirecte.

15.3.1.2 Une comparaison européenne difficile

Tel qu'annoncé plus haut, la comparaison de l'écart salarial n'est pas aisée en raison de différences méthodologiques existant entre les différents Etats membres. Ainsi, les sources sont très variées dans les différents Etats membres, certains utilisant l'Enquête sur les forces de travail ou l'EU-SILC (European Union Statistics on Income and Living Conditions Survey) dans lesquelles les revenus sont auto-déclarés par les ménages, d'autres utilisent des sources administratives ou compilent plusieurs sources.

Au Luxembourg, l'écart salarial entre les hommes et les femmes non ajusté est calculé sur base des fichiers administratifs de l'Inspection Générale de la Sécurité Sociale. S'agissant de fichiers agrégés et ne disposant pas de détails socio démographiques, le Statec ne peut se conformer à l'accord européen qui prévoit de ne retenir que les salarié(e)s âgé(e)s entre 16 et 64 ans travaillant minimum 15 heures par mois.

Il n'est pas non plus en mesure de fournir l'écart en question par classe d'âge, profession ou niveau d'éducation.

15.3.2 Projets de réforme

Le groupe de travail mentionné précédemment a proposé en septembre dernier aux directeurs des statistiques sociales des 27 Etats membres de retenir l'Enquête quadriennale harmonisée sur la structure des salaires comme référence pour le calcul de l'écart salarial entre les hommes et les femmes.

L'avantage est certainement que tous les Etats membres auront dès lors recours à la même source et que des statistiques par classe d'âge, niveau d'enseignement achevé ou encore type de profession deviendront disponibles tous les quatre ans.

Parmi les inconvénients restent que l'écart sera toujours un écart brut sans décomposition en une part expliquée et non expliquée, décompositions représentées dans la seconde partie du présent rapport.

Reste également que l'écart salarial devra être actualisé entre les années de référence des enquêtes quadriennales selon des méthodes propres à chaque Etat membre et qu'il ne couvrira plus l'économie entière puisque l'enquête sur la structure des salaires ne couvre pas toutes les activités économiques[1] et uniquement les entreprises employant au moins 10 salariés.

[1] Les sections NACE « A: Agriculture, chasse et sylviculture », « B: Pêche, aquaculture », « L: Administration publique » et « P: Services domestiques » ne sont pas couvertes par l'enquête sur la structures des salaires.

PARTIE II: LES INÉGALITÉS DE SALAIRES ET DE GENRE

Chapitre II: Analyses économétriques

16. Fonctions de gains et rendements marginaux

16.1 Échantillon et sélection des observations

A l'exception de la section 17, la variable de travail utilisée dans ce deuxième chapitre de la deuxième partie du rapport est celle de la « Rémunération brute mensuelle » (variable b24 du questionnaire)[1] payée par l'employeur (hors paiements effectués par la sécurité sociale en cas de congé de maladie, avantages en nature, indemnités de licenciement) pour octobre 2002. A cette variable ont été ajoutées les primes annuelles (les primes périodiques (b30), les primes de productivité (b31) et de performances collectives, participation aux bénéfices (b32)) mensualisées. Ce chiffre a ensuite été divisé par le nombre total des heures payées par l'employeur (b23) pour exprimer le salaire brut mensuel en salaire brut horaire. Afin de lisser cette nouvelle variable a été exprimée sous forme logarithmique et dénommée « logarithme du salaire brut horaire avec primes ».

Les sélections retenues dans le chapitre précédent n'ont pas besoin ici d'être aussi nombreuses. En effet, retenir un salaire brut horaire permet d'introduire dans l'échantillon précédent les observations correspondant aux personnes travaillant à temps partiel. Le seul choix de sélection a été le suivant:

1. **statut professionnel ne comprenant que la catégorie des « ouvriers » et celle des « employés ». On exclue ainsi les deux modalités de fonctionnaires et d'apprentis/stagiaires de la variable du statut professionnel.**

Sur notre échantillon des 28 432 salarié(e)s de l'enquête sur la structure des salaires 8 713 (30.6%) sont des femmes et 19 719 (69.4%) sont des hommes. En appliquant cette nouvelle sélection sur notre base de données nous retenons finalement 27 697 salarié(e)s dont 8 554 femmes (30.9%) et 19 143 hommes (69.1%). Le tableau 89 donne le détail de cette répartition.

Le tableau montre notamment que la taille du sous-échantillon retenu est très proche de celle de l'échantillon de départ.

Chaque observation de l'échantillon est pondérée afin de pouvoir refléter la totalité des salariés travaillant au Luxembourg.

Tableau 89: Effectifs par genre obtenus avec et sans sélection au niveau de l'échantillon et de la population

	Sans sélection				Avec sélection			
	Echantillon non pondéré	en %	Echantillon pondéré	en %	Echantillon non pondéré	en %	Echantillon pondéré	en %
Hommes	19 719	69.4	127 897	66.9	19 143	69.1	122 006	66.5
Femmes	8 713	30.6	63 280	33.1	8 554	30.9	61 352	33.5
Total	28 432	100.0	191 177	100.0	27 697	100.0	183 358	100.0

Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires (ESS) 2002

16.2 Fonctions de gains

La théorie du capital humain veut montrer que la problématique de la compétence permet d'expliquer que les salaires les plus élevés sont souvent le fait des individus restés longtemps en éducation. L'économiste américain G. Becker mobilise la notion de « valeur productive » de l'éducation pour montrer que l'éducation contribue à obtenir des capacités productives. Les travaux de Jacob Mincer (1974; 1993) complètent cette notion en montrant l'importance des investissements post-scolaires. Les individus acquièrent des capacités productives après l'éducation formelle au travers notamment de l'expérience professionnelle. Les premières explications de la discrimination salariale provenaient alors de l'étude des écarts de rendements des investissements individuels en éducation formelle et en expérience professionnelle. Cette hétérogénéité des travailleurs ainsi mise en lumière par la prise en compte de ces deux sources de capacités productives a permis de mettre en équation la notion de capital humain. La mesure de cette hétérogénéité a par la suite été affinée par l'ajout de variables supplémentaires.

L'idée est donc l'écriture d'une équation montrant que le gain d'un actif (par exemple son salaire brut horaire) peut s'expliquer par ses caractéristiques propres (niveau d'éducation, expérience professionnelle, âge, genre…) et par des caractéristiques comme l'ancienneté, la branche, la profession, le mode d'emploi, etc. Avec l'outil économétrique de la régression linéaire par les moindres carrés, on mesure ainsi simultanément la contribution de différents facteurs à l'explication de la variance du logarithme du salaire brut horaire avec primes.

Pour simplifier, on peut dire que le niveau des salaires est fonction d'un capital humain accumulé sur des caractéristiques individuelles et sur des caractéristiques de l'entreprise.

Nous avons choisi de retenir 4 modèles d'équations de gains: le premier modèle est une équation de capital humain au sens quasi-strict puisqu'elle comprend l'âge, l'expérience, l'éducation et le genre auxquelles on ajoute l'ancienneté. Un deuxième modèle est l'équation précédente augmentée des variables de branches. Le troisième modèle reprend à son tour l'équation du second modèle mais augmenté des caractéristiques personnelles du salarié (nationalité, statut de résidence, statut matrimonial). Enfin, le dernier modèle est l'équation complète constituée de toutes les variables d'intérêt de l'enquête sur la structure des salaires.

Modèle 1: Capital humain

Le premier modèle d'estimation d'une équation de gains comporte uniquement les variables explicatives relatives au capital humain: l'âge et son terme au carré, l'ancienneté dans l'entreprise actuelle et son terme au carré, l'expérience professionnelle potentielle et son terme au carré, le niveau d'éducation atteint et le genre. L'équation s'écrit:

Logarithme du salaire brut horaire avec primes = 2.447 - 0.042Age + 0.000Age^2 + 0.027Ancienneté + … + 1.179(Education universitaire supérieure) + 0.121Sex.

Le tableau 90 reprend les résultats obtenus du modèle choisi:

Tableau 90: Fonction de gains avec les variables du capital humain

Variables	Intitulés	Coefficients	Effets marginaux (%)
Constante		2.447*	0
age	Âge	-0.042*	-4.2
age2	Âge au carré	0.000*	0
senior	Ancienneté	0.027*	2.7
senior2	Ancienneté au carré	0.000*	0
experien	Expérience professionnelle	0.052*	6.1
experien2	Expérience professionnelle au carré	-0.001*	-0.1
educ2	Education secondaire inférieure	0.224*	25.1
educ3	Education secondaire supérieure	0.561*	75.3
educ4	Education universitaire inférieure	0.882*	141.5
educ5	Education universitaire supérieure	1.179*	225.1
Sex	Genre (0 = femme, 1 = homme)	0.121*	12.9

Source: Statec, Enquête sur la Structure des Salaires 2002
Note: Variable expliquée = Logarithme du salaire horaire avec primes (lnwhrpmo)
R2 aj. = 0,559 ; F = 3104.63 ($p < 0.0001$) ; * significativité à 1%

Pour le modèle 1 on obtient un $R^2_{adj} = 0.56$, c'est-à-dire que le modèle « Capital humain » permet d'expliquer 56% de la variance observée sur les salaires bruts horaires. Les variables educ2 à educ5 sont des variables dichotomiques qui prennent la valeur 0 si le salarié n'a pas obtenu le niveau d'éducation correspondant. La catégorie de référence pour le niveau d'éducation est l'éducation primaire.

L'effet marginal de chaque variable est repris dans la dernière colonne du tableau 90. Pour les variables continues comme l'âge, l'expérience et l'ancienneté, l'effet marginal est égal au coefficient multiplié par 100. Par contre pour les variables dichotomiques, l'effet marginal est donné par la formule: effet marginal en % = $100 \cdot (e^c - 1)$, où *c* est le coefficient de la variable considérée dans la fonction de gain, et *e* est la base du logarithme népérien.

On constate donc qu'un salarié qui détient un diplôme universitaire supérieur gagne 3.3 fois plus qu'un salarié n'ayant atteint qu'un niveau d'éducation primaire. De même chaque année d'ancienneté dans l'entreprise apporte 2.7% de salaire supplémentaire au salarié.

Quant à la question du genre, un salarié masculin gagne toutes choses égales par ailleurs 12.9% de salaire brut horaire de plus qu'une femme. Donc la fonction de gain indique bien un effet genre en faveur des hommes sur le salaire brut horaire.

Modèle 2: Capital humain et secteurs d'activité

Le second modèle comprend l'âge, l'expérience, l'ancienneté, l'éducation, le genre et les branches. La branche de référence est celle de l'hôtellerie et de la restauration.

L'équation de gains s'écrit:

Logarithme du salaire horaire avec primes = 2.501 – 0.056Age + 0.001Age2 + 0.023Ancienneté + ... + 0.151(Immobilier, Location et services aux entreprises) + 0.148 Sex.

Le tableau 91 suivant liste la totalité des termes de l'équation et montre qu'ils sont tous significatifs.

Pour le modèle 2 on obtient un $R^2_{adj} = 0.656$, c'est-à-dire que le modèle « Capital humain et secteurs» permet d'expliquer 65.6% de la variance observée sur les salaires bruts horaires. Les variables de capital humain du premier modèle varient toujours dans le même sens et approximativement dans les mêmes proportions. En revanche, la prise en compte des branches permet de voir que la branche « Intermédiation financière » rémunère 76% plus le salaire brut horaire avec primes que celle des « Hôtels et restaurants ». La « Construction » rémunère 12% de plus que la branche de référence.

Tableau 91: Fonction de gains avec les variables de capital humain et secteurs d'activité

Variables	Intitulé	Coefficients	Effets marginaux en %
Intercept	Constante	2.501*	
age	Âge	-0.056*	-5.6
age2	Âge au carré	0.001*	0.1
senior	Ancienneté	0.023*	2.3
senior2	Ancienneté au carré	0.000*	0
experien	Expérience	0.055*	5.5
experien2	Expérience au carré	-0.001*	-0.1
educ2	Education secondaire inférieure	0.182*	19.9
educ3	Education secondaire supérieure	0.440*	55.2
educ4	Education universitaire inférieure	0.716*	104.5
educ5	Education universitaire supérieure	0.978*	165.8
sect_C	Industries extractives	0.118**	12.5
sect_D	Industrie manufacturière	0.171*	18.6
sect_E	Production et Distribution Electricité Gaz et Eau	0.473*	60.5
sect_F	Construction	0.110*	11.6
sect_G	Commerce, réparations Automobile et d'articles domestiques	0.100*	10.5
sect_I	Transports et télécommunications	0.278*	32.1
sect_J	Activités Financières	0.563*	75.6
sect_K	Immobilier, Location et services aux entreprises	0.151*	16.3
Sex	Genre (0 = femme, 1 = homme)	0.148*	15.9

Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002
Note: Variable expliquée = Logarithme du salaire horaire avec primes (lnwhrpmo)
R^2 aj. = 0,656 ; F = 2699.97 (p < 0.0001) ; * significativité à 1% ; ** sig. 10%

La branche qui exerce par rapport aux « Hôtels et restaurants » l'augmentation du salaire horaire la plus importante est celle des activités financières. Le tableau 92 suivant donne le classement des branches par ordre décroissant.

Tableau 92: Classement des branches par leurs effets sur le salaire horaire avec primes en référence à l'hôtellerie et la restauration

Libellé	effet	Rang
Activités Financières	75.6	1
Production et Distribution Electricité Gaz et Eau	60.5	2
Transports et télécommunications	32.1	3
Industrie manufacturière	18.6	4
Immobilier, Location et services aux entreprises	16.3	5
Industries extractives	12.5	6
Construction	11.6	7
Commerce, réparations Automobile et d'articles domestiques	10.5	8

Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002
Référence : Branche H = Hôtellerie et restauration

En dernière position se trouve la branche du « Commerce, réparations automobile et d'articles domestiques ». On peut remarquer qu'aucune des branches n'exerce d'effets moins importants sur le salaire horaire que la branche de l'hôtellerie et la restauration. Cela peut se comprendre par le fait que la branche de référence rémunère principalement au salaire social minimum.

Modèle 3: Capital humain, branches et caractéristiques personnelles

Le troisième modèle comprend l'âge, l'expérience, l'ancienneté, l'éducation, les branches ainsi que des variables comme la nationalité, la résidence et l'état matrimonial. La catégorie de référence pour l'état matrimonial est celle des divorcés.

L'équation de gains s'écrit:

Logarithme du salaire horaire avec primes = 2.415 - 0.051Age + 0.001Age2 + 0.020Ancienneté + ... + 0.02Marié(e) – 0.035Veuf(ve) + 0.152Sex.

Le tableau 93 liste la totalité des termes de l'équation et montre qu'ils sont tous significatifs.

Tableau 93: Fonction de gains avec toutes les variables

Variables	Intitulé	Coefficients	Effets marginaux en %
Intercept	Constante	2.415*	
age	Âge	-0.051*	-5.1
age2	Âge au carré	0.001*	0.1
senior	Ancienneté	0.020*	2
senior2	Ancienneté au carré	0.000*	-
experien	Expérience	0.050*	5
experien2	Expérience au carré	-0.001*	-0.1
educ2	Education secondaire inférieure	0.184*	20.2
educ3	Education secondaire supérieure	0.440*	55.2
educ4	Education universitaire inférieure	0.723*	106
educ5	Education universitaire supérieure	0.969*	163.5
sect_C	Industries extractives	0.112**	11.9
sect_D	Industrie manufacturière	0.167*	18.2
sect_E	Production et Distribution Electricité Gaz et Eau	0.388*	47.4
sect_F	Construction	0.110*	11.6
sect_G	Commerce, réparations Automobile et d'articles domestiques	0.083*	8.7
sect_I	Transports et télécommunications	0.257*	29.3
sect_J	Activités Financières	0.542*	72
sect_K	Immobilier, Location et services aux entreprises	0.149*	16
nation	Nationalité	0.109*	11.6
resident	Résident	0.047*	4.8
single	Célibataire	-0.021*	-2.1
married	Marié(e)	0.020*	2.1
widowed	Veuf(ve)	-0.035**	-3.5
Sex	Genre (0 = femme, 1 = homme)	0.152*	16.4

Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002
Note : Variable expliquée = Logarithme du salaire horaire avec primes (lnwhrpmo)
R^2 aj. = 0,6695 ; F = 2273.23 ($p < 0.0001$)) ; * significativité à 1% ; ** sig. à 10%

Pour le modèle 3 on obtient un $R^2_{adj} = 0.67$, c'est-à-dire que le modèle « Capital humain et secteurs» permet d'expliquer 67% de la variance observée sur les salaires horaires.

Le tableau montre un effet discriminant de la nationalité et de la résidence sur la croissance du salaire horaire (comme souligné dans le chapitre précédent sur le salaire brut mensuel moyen). Détenir la nationalité luxembourgeoise augmente de plus de 11% le salaire horaire par rapport aux autres nationalités. Etre résident au Luxembourg entraîne une augmentation du salaire horaire de près de 5% toutes choses égales par ailleurs par rapport aux frontaliers.

Par ailleurs on observe que le fait d'être marié(e) entraîne un accroissement de salaire de près de 2% par rapport à une personne divorcée. Etre célibataire diminue le salaire brut horaire de 2% par rapport au salaire brut horaire d'un salarié divorcé.

De nouveau on observe un effet genre en faveur des hommes de plus de 16%.

Modèle 4: Toutes les variables disponibles

Le quatrième modèle se base sur le troisième en y ajoutant toutes les autres variables.

L'équation de gains s'écrit donc:

Logarithme du salaire horaire avec primes = 2.413 - 0.041Age + 0.000Age2 + 0.017Ancienneté + ... + 0.146Genre + 0.000Taille.

Le tableau 94 liste la totalité des termes de l'équation:

Tableau 94: Fonction de gains avec toutes les variables

Variable	Intitulé	Coefficient	Effet marginal en %
Intercept	Constante	2.413*	
age	Âge	-0.041*	-4.1
age2	Âge au carré	0.000*	0
senior	Ancienneté	0.017*	1.7
senior2	Ancienneté au carré	0.000*	0
experien	Expérience professionnelle	0.045*	4.5
experien2	Expérience professionnelle au carré	-0.001*	-0.1
educ2	Education secondaire inférieure	0.120*	12.7
educ3	Education secondaire supérieure	0.236*	26.6
educ4	Education universitaire inférieure	0.396*	48.6
educ5	Education universitaire supérieure	0.540*	71.6
nation	Nationalité (1=luxembourgeoise 0 = autre)	0.062*	6.4
resident	Résidence (1=Luxembourg 0 = autre)	0.035*	3.6
supervis	Supervision	0.129*	13.8
complet	Travail à temps complet	0.036*	3.7
cadresup	Cadre supérieur	0.564*	75.8
techint	Technicien et intermédiaire	0.378*	46
empadm	Employé administratif	0.278*	32
vendeur	Personnel des services et vendeurs, artisans	0.116*	12.3
instal	Conducteurs d installations et de machines et ouvriers de l'assemblage	0.065*	6.7
sect_C	Industries extractives	0.243*	27.5
sect_D	Industrie manufacturière	0.230*	25.8
sect_E	Production et distribution d'électricité, gaz et eau	0.458*	58.1
sect_F	Construction	0.141*	15.2
sect_G	Commerce, réparations automobile et d'articles domestiques	0.096*	10.1
sect_I	Transport et communications	0.284*	32.8
sect_J	Activités financières	0.514*	67.1
sect_K	Immobilier, location et services aux entreprises	0.181*	19.9
lnhrpay	Logarithme des heures payées	-0.039*	-3.9
married	Marié(e)	0.019*	1.9
single	Célibataire	-0.015**	-1.5
widowed	Veuf(ve)	-0.044**	-4.3
cdi	Contrat à durée indéterminée	0.026*	2.6
convent	Convention collective (1 = oui 0 = non)	-0.036*	-3.5
sex	Genre (1= homme 0 = femme)	0.146*	15.7
taille	Taille de l'entreprise	0.000*	0

Source: Statec, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Note : Variable expliquée = Logarithme du salaire horaire avec primes (lnwhrpmo)

R2 aj. = 0,7434 ; F = 2229.88 ($p < 0.0001$)) ; * significativité à 1% ; ** sig. 5%

Pour le modèle 4 on obtient un $R^2_{adj} = 0.743$, c'est-à-dire que le modèle « Capital humain et secteurs» permet d'expliquer 74.34% de la variance observée sur les salaires bruts horaires.

On observe que le fait d'être un homme fait augmenter le salaire brut horaire de 15.7%. Mais ce n'est pas la seule raison de l'écart salarial. En effet, un(e) salarié(e) luxembourgeois(e) gagne en moyenne 6.4% de plus qu'un(e) salarié(e) étranger(ère). De même le salaire brut horaire d'un(e) employé(e) résidant au Luxembourg est supérieur de 3.6% à celui d'un frontalier.

Quant au type de profession, la catégorie de référence est celle des employé(e)s et ouvriers(ères) non-qualifié(e)s. Un(e) cadre supérieur(e) gagne donc 76% de plus qu'un(e) employé(e) non-qualifié(e). En ce qui concerne les branches, les coefficients du tableau 94 sont donnés par rapport à la branche « Hôtels et restaurants ». On constate donc que dans la branche de l'« Intermédiation financière » les salaires bruts horaires sont supérieurs à ceux de la branche de référence de 67%. La prise en compte de toutes les variables n'entraîne pas de diminution importante du poids de la branche « Intermédiation financière » dans l'augmentation du salaire brut horaire. Puisque tous les coefficients des branches sont positifs, on peut donc conclure que les salaires bruts horaires sont les moins élevés dans la branche de référence.

Le fait qu'une personne travaille dans une société régie par une convention collective fait baisser son salaire horaire de 3.5%. Enfin la taille de l'entreprise mesurée en nombre de salarié(e)s ne joue pas sur la croissance du salaire horaire.

De nouveau on observe un effet genre en faveur des hommes de 15.7%.

L'augmentation progressive du nombre de variables explicatives au travers de ces 4 modèles fait varier les effets de la nationalité sur le salaire brut horaire de 3.6% à 12%. De la même façon l'effet positif de la branche « Intermédiation financière » par rapport à celle des « Hôtels et restaurants » varie de 67% à 76%. L'effet genre en faveur des hommes est bien présent dans tous les modèles: en effet il varie entre 12.9% et 16.4%.

16.3 Taux de rendement marginal

Jarousse et Mingat (1986) dans leur article sur le réexamen du modèle de gains de Mincer[1] définissent le concept de rendement marginal. Il s'agit simplement de calculer la valeur d'une dérivée partielle première de la variable d'intérêt dans la fonction de gains.

Par exemple, avec une fonction de gains quadratique du type:

$\text{Ln } w = a_0 + a_1 x + a_2 x^2 + u$

où *w* est la variable à expliquer (par exemple le salaire brut horaire), et *x* est une variable explicative (par exemple l'ancienneté).

Le taux de rendement marginal (noté *r*) de la variable *x* correspond à:

$$r = \frac{\partial Ln\, w}{\partial x} = a_1 + 2a_2 x$$

Tableau 95: Coefficients par genre des variables d'expérience et d'ancienneté du modèle 1

	Coefficients			
	Expérience	Expérience au carré	Ancienneté	Ancienneté au carré
Ensemble	0.06056	-0.00097	0.02705	-0.00019
Hommes	0.04421	-0.0009	0.02525	-0.00018
Femmes	0.05038	-0.00077	0.03051	-0.00026

Source: Statec, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Nous appliquons cette définition à notre fonction de gains de type quadratique issue de l'estimation de notre modèle 1.

Nous observons que les coefficients des variables au carré sont négatifs ce qui signifie que les rendements marginaux de ces deux variables sont décroissants. A terme, les investissements dans l'ancienneté et l'expérience apportent de moins en moins de croissance de salaire horaire. De plus on observe que les coefficients sont plus favorables aux femmes, aussi bien pour le terme linéaire que pour le terme au carré. Le tableau 96 reprend les taux de rendement marginaux des variables expérience professionnelle potentielle et ancienneté.

[1] Jarousse, J. P., Mingat, A. (1986), « Un réexamen du modèle de gains de Mincer », *Revue Economique*, n° 6, novembre, pp. 999-1031.

Dans le tableau 96, on peut lire qu'après 10 années d'expérience professionnelle, une année d'expérience supplémentaire apporte une augmentation de 2.6% du salaire brut horaire pour les hommes et 3.5% pour les femmes.

En ce qui concerne l'ancienneté, on constate qu'une année supplémentaire d'ancienneté entraîne une hausse du salaire horaire supérieure chez les femmes que chez les hommes. Les écarts de rendements marginaux de l'ancienneté entre hommes et femmes sont plus faibles que ceux provenant de l'expérience.

Tableau 96: Taux de rendement marginal après *n* années (en%)

Genre	1	5	10	15	20	25	30
							en %
Expérience							
Ensemble	5.9	5.1	4.1	3.2	2.2	1.2	0.3
Hommes	4.2	3.5	2.6	1.7	0.8	-0.1	-1.0
Femmes	4.9	4.3	3.5	2.7	1.9	1.2	0.4
Ancienneté							
Ensemble	2.7	2.5	2.3	2.1	1.9	1.7	1.6
Hommes	2.5	2.3	2.2	2.0	1.8	1.6	1.5
Femmes	3.0	2.8	2.5	2.3	2.0	1.8	1.5

Source: Statec, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

17. Déterminants de la convention collective

Dans la section 16 l'étude des fonctions de gains a montré que la couverture du salarié par une convention collective a un effet négatif sur le salaire brut horaire (-3.5%). Il est donc intéressant d'en analyser les déterminants. La méthode d'analyse est la régression logistique qui permet d'estimer l'effet de chaque variable explicative sur la probabilité d'être couvert par une convention collective.

Le tableau 97 reprend les résultats de la régression logistique sur la variable « convention collective »:

On remarque que toutes les variables sont significatives à 1%, sauf la variable « instal » qui indique si le(a) salarié(e) est un conducteur(rice) d'installations et de machines ou un(e) ouvrier(ère) de l'assemblage. Cette variable doit donc être interprétée avec une certaine prudence.

Les résultats montrent que la probabilité d'être couvert par une convention collective diminue si le niveau d'éducation augmente. Par exemple les diplômé(e)s universitaires inférieur (Bac+2) ont 52% moins de chance que les salarié(e)s ne dépassant pas le primaire d'être couvert(e)s par une convention collective.

Le fait d'exercer des tâches de supervision diminue la probabilité d'être couvert par une convention collective de 17%. Ce résultat est confirmé par les effets marginaux des types de profession : en effet si le(a) salarié(e) est cadre supérieur(e), il (elle) a 80% moins de chance qu'un(e) non qualifié(e) d'être couvert par une convention collective.

En ce qui concerne les branches, tous les coefficients sont positifs, ce qui indique que les salarié(e)s de toutes ces branches ont plus de chance d'être couvert(e)s par une convention collective que ceux de la branche de référence. Par exemple dans la branche des activités financières, toutes choses égales par ailleurs, les salarié(e)s ont 72 fois plus de chances d'être couvert(e)s par une convention collective que ceux (celles) de la branche « Hôtels et restaurants.

Un effet genre est observé également: les hommes ont 4.3% plus de chances d'être couverts par une convention collective que les femmes.

Tableau 97: Régression logistique sur variable « Convention collective »

Variables	Coefficient de régression	Effets marginaux en %
Constante	-1.934*	
Education secondaire inférieure	-0.315*	-27
Education secondaire supérieure	-0.383*	-31.8
Education universitaire inférieure	-0.735*	-52.1
Education universitaire supérieure	-1.055*	-65.2
Résident	-0.075*	-7.2
Supervision	-0.181*	-16.5
Complet	-0.103*	-9.8
Cadre supérieur	-1.592*	-79.7
Technicien, profession intermédiaire	-1.090*	-66.4
Employé administratif	-1.147*	-68.2
Vendeur	-0.124*	-11.7
Installateur	0.032ns	3.3
Industries extractives	4.739*	11330.8
Industrie manufacturière	3.350*	2749.4
Production et Distribution Electricité Gaz et Eau	3.017*	1943.2
Construction	3.344*	2733.2
Commerce, réparations Automobile et d'articles domestiques	2.086*	705.1
Transports et télécommunications	2.295*	892.3
Activités Financières	4.273*	7076.5
Immobilier, Location et services aux entreprises	3.058*	2028.5
Genre	0.042*	4.3

Source: Statec, Enquête sur la Structure des Salaires,2002

Catégorie de référence :
Education : niveau primaire
Résidence : frontaliers
Supervision : pas de tâche de supervision
Type de profession : non-qualifié
Branches : hôtels et restauration
Genre : féminin

Coefficient de régression :
* coefficients significatifs à 1 %
ns coefficient non-significatif

18. Les déterminants du salaire brut horaire par quantile

Dans la section 14.2 du premier chapitre de la deuxième partie du rapport les distributions des salaires bruts mensuels moyens montrent des différences entre les hommes et les femmes. Ces différences proviennent des effets différents des mêmes variables explicatives sur différents points (les quantiles) de la distribution. La méthode des régressions quantiles permet d'analyser ces effets.

La première section (18.1) donne la méthodologie des techniques utilisées dans les régressions quantiles et la seconde (18.2) en présente les résultats.

18.1 Méthodologie des régressions quantiles, interquantiles et des calculs de rendements marginaux

Les régressions quantiles

Les régressions quantiles permettent en particulier de répondre à deux questions:

- Comment varie généralement le profil des salaires avec par exemple l'ancienneté ou l'expérience?[1]
- Quelle est l'influence de l'ancienneté ou de l'expérience sur les individus ayant les salaires les plus bas et les plus élevés?[2]

On a donc recours aux régressions quantiles car il est généralement improbable que l'ensemble des variables explicatives (ancienneté, nombre d'années d'études, expérience sur le marché du travail, genre, etc.) ait un impact identique en tous points de la distribution des salaires, ce que suppose la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO).

Alors que la technique des MCO décrit comment la moyenne conditionnelle des salaires mensuels dépend des variables explicatives, les régressions quantiles indiquent comment les différents quantiles de la distribution conditionnelle des salaires mensuels dépendent de ces variables. Chaque régression quantile caractérisant un point particulier de la distribution conditionnelle, il faut alors recourir à l'estimation de plusieurs régressions quantiles pour en obtenir une description complète. L'influence des facteurs explicatifs peut alors ne pas être identique à tous les points de la distribution ce qui conduit à observer des écarts de salaires entre hommes et femmes.

Le modèle de base de la régression quantile spécifie le quantile comme une fonction linéaire. Pour le $\theta^{ième}$ quantile, une façon habituelle d'écrire le modèle est selon Buchinski (1998):

$$y_i = x_i^{'}\beta_\theta + u_{\theta i} \qquad \text{et} \qquad Q_\theta\left(y_i \middle| x_i\right) = x_i^{'}\beta_\theta$$

avec $\theta \in [0,1]$

où $Q_\theta\left(y_i \middle| x_i\right)$ désigne le quantile de y_i où le vecteur de la variable explicative x_i est donné. La distribution de $u_{\theta i}$ n'est en revanche pas spécifiée, on suppose seulement qu'elle satisfait la relation $Q_{u_i(\theta)}\left(\theta \middle| x_i\right) = 0$.

Ce quantile $Q_\theta\left(y_i \middle| x_i\right)$ est défini de manière à ce que θ% des observations sont telles que $y_i \le x_i^{'}\beta(\theta)$ et $(1-\theta)$% des observations sont telles que $y_i > x_i^{'}\beta(\theta)$. Autrement dit, l'estimation de la 25ième régression quantile est telle qu'il y aura 25% de résidus négatifs et 75% de résidus positifs.

Le $\theta^{ième}$ quantile de la régression de y est la solution de la minimisation de la somme des déviations absolues des résidus:

$$Min\left\{ \sum_{i \left| y_i \ge x_i^{'}\beta \right.} \theta \left| y_i - x_i^{'}\beta \right| + \sum_{i \left| y_i < x_i^{'}\beta \right.} (1-\theta)\left| y_i - x_i^{'}\beta \right| \right\}$$

Pour un $\theta^{ième}$ quantile conditionnel du logarithme des salaires bruts horaires, on observe les valeurs des coefficients estimés de chacune des variables explicatives.

[1] La mise en œuvre de la régression par quantile sur la médiane donne une réponse à la première question, les moindres carrés ordinaires étant moins robustes que cette dernière pour étudier des distributions étalées (ce qui est généralement le cas de la distribution des salaires).

[2] On compare les résultats de la régression du 10e et 90e quantile pour répondre à cette question.

L'approche utilisée dans la section 16.2 concernant le calcul des rendements de l'ancienneté et de l'expérience peut être appliquée également sur les quantiles. L'encadré suivant en donne la méthodologie.

Le calcul des rendements de l'ancienneté et de l'expérience par les régressions quantiles

Si le $\theta^{ième}$ quantile de la distribution conditionnelle des salaires mensuels est défini de la façon suivante:

$$Q_\theta(y|x) = \alpha(\theta) + \beta_1(\theta) sexe + \beta_2(\theta) senior + \beta_3(\theta) senior^2 + \beta_4(\theta) \exp erien + \beta_5(\theta) \exp erien^2 + \ldots + \beta_n(\theta) educ5$$

La dérivée partielle première par rapport à l'expérience (experien), qui permet de mesurer le rendement de l'expérience est alors:

$$\frac{\partial Q_Y(\theta|x)}{\partial \exp erien} = r = \beta_4(\theta) + 2\beta_5(\theta) \exp erien$$

et tient compte de l'influence quadratique de l'expérience sur le logarithme des salaires mensuels. La valeur de *r* dépend donc de la valeur de l'expérience à laquelle on l'évalue.

De ce fait, la valeur de *r* diffère selon le quantile choisi pour estimer la relation et en fonction du nombre d'années d'expérience déjà acquise.

Les régressions interquartiles et interdéciles

Les régressions quantiles n'apportent de valeur ajoutée à l'estimation par les moindres carrés que si les coefficients estimés des différentes régressions quantiles sont significativement différents les uns des autres. Sinon, le résultat n'est pas faux mais l'on peut se contenter de l'estimation des MCO. On utilise le test de Wald ou encore le test du rapport de vraisemblance (identiques asymptotiquement) pour tester la nullité de la différence des coefficients. Ce sont des tests standards qui ne seront pas développés ici.

En revanche, on peut mettre en œuvre des régressions interquantiles. Nous effectuerons dans un premier temps une régression interquartile et dans un second temps interdécile. La première régression permettra d'estimer l'écart entre le 1[er] et le 3[ième] quartile de la distribution de Y conditionnellement aux valeurs de X.

L'équation estimée obtenue directement est alors:

$\hat{y}_{(q_3-q_1)} = \hat{\alpha}_{(q_3-q_1)} + \hat{\beta}_{(q_3-q_1)} x$ soit dans notre cas pour la variable genre:

$$\ln salhor_{(q_3-q_1)} = \hat{\alpha}_{(q_3-q_1)} + \hat{\beta}_{(q_3-q_1)} sexe$$

avec: ln salhor = logarithme népérien du salaire horaire.

On réécrit ensuite cette équation pour chacune des variables explicatives d'intérêt.

Cette équation interquartile a été obtenue après avoir estimé séparément chacune de ces deux régressions quantiles et soustrait ensuite ces deux expressions.

Dès lors, si l'on peut montrer que le coefficient $\hat{\beta}_{(q_3-q_1)}$ de la variable genre est significativement différent de 0, alors l'influence de la variable genre sera différente entre le 1[er] et le 3[ième] quartile. Elle ne sera donc pas la même entre tous les points de la distribution conditionnelle du salaire horaire.

18.2 Les résultats des régressions quantiles, interquantiles et des calculs de rendements marginaux[1]

Nous avons choisi de retenir les variables du modèle de capital humain pour appliquer ces trois techniques.

Résultats des régressions quantiles

Les tableaux ci-dessous présentent les résultats pour les hommes et les femmes confondus. Ces résultats ont été obtenus à l'aide du logiciel STATA. Pour améliorer la lisibilité de l'étude les résultats par genre seront donnés à la fin de cette section.

Le tableau 98 des régressions quantiles indique que l'influence du genre n'est pas constante à tous les points de la distribution conditionnelle du logarithme des salaires bruts horaires, c'est-à-dire en fonction du quantile estimé. L'effet chute de près de la moitié du premier décile au neuvième décile (14.4% à 7.4%). La régression du logarithme du salaire brut horaire par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) montre en revanche un effet sur la moyenne de 10.6% identique en tous points de la distribution.

On remarque par ailleurs une baisse des coefficients d'éducation sur le quantile le plus élevé. Cela indique que les niveaux d'éducation ont un effet moindre sur les emplois les mieux rémunérés (au-delà du neuvième décile) que sur les déciles inférieurs.

Les variables de capital humain (ancienneté et expérience) sont significatives sur tous les quantiles et entraînent toutes deux un déplacement vers la droite de la distribution des salaires. Autrement dit, il existe des rendements positifs du capital humain en chacun des points de la distribution de salaires qui confirment assez bien la tendance moyenne donnée par les estimations des moindres carrés ordinaires. L'ancienneté est toutefois davantage valorisée sur les emplois les mieux rémunérés.

Tableau 98: Régressions quantiles et par moindres carrés ordinaires du logarithme des salaires horaires (hommes et femmes confondus)

	MCO	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
Constante	2.2965*	2.009*	2.1435*	2.1734*	2.5004*	2.6921*
	0.0601	0.0529	0.047	0.0588	0.0941	0.1546
Age	-0.0313*	-0.0184*	-0.0255*	-0.0222*	-0.0418*	-0.0499*
	0.0042	0.0038	0.0033	0.0041	0.0065	0.0107
Age^2	0.0004*	0.0003*	0.0004*	0.0003*	0.0005*	0.0009*
	0	0	0	0	0.0001	0.0001
Ancienneté	0.0270*	0.0210*	0.0236*	0.0259*	0.0302*	0.0326*
	0.0008	0.001	0.0008	0.0011	0.0011	0.0014
Ancienneté^2	-0.0003*	-0.0002*	-0.0002*	-0.0001*	-0.0003*	-0.0004*
	0	0	0	0	0	0
Expérience	0.0444*	0.0265*	0.0337*	0.0375*	0.0573*	0.0595*
	0.0029	0.0027	0.0021	0.0028	0.0044	0.0065
Expérience^2	-0.0009*	-0.0006*	-0.0007*	-0.0007*	-0.0011*	-0.0015*
	0	0	0	0	0	0.0001
Educ. Sec. inférieure	0.1797*	0.0102*	0.1333*	0.1673*	0.2236*	0.2131*
	0.0098	0.0092	0.0078	0.0091	0.0125	0.0183
Educ. Sec. supérieure	0.5212*	0.2864*	0.3928*	0.5373*	0.6535*	0.6182*
	0.0144	0.015	0.0123	0.0139	0.0182	0.0267
Educ. Univ. inférieure	0.8066*	0.5784*	0.7155*	0.8253*	0.9291*	0.8552*
	0.0216	0.0211	0.0187	0.0212	0.0287	0.0448
Educ. Univ. Supérieure	1.0825*	0.8385*	0.9740*	1.0784*	1.2210*	1.1142*
	0.0245	0.0272	0.0202	0.0232	0.0333	0.0468
Genre	0.1062*	0.1447*	0.1453*	0.1098*	0.0785*	0.0741*
	0.0045	0.0044	0.0047	0.0047	0.0069	0.0096
R^2 ou Pseudo-R^2	0.3341	0.2841	0.3191	0.3522	0.3612	0.341

Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Note : « * » signifie que les coefficients sont significatifs au seuil de 1%

- Lecture : Pour la dixième régression quantile, le coefficient de la variable genre s'interprète ainsi : au dixième quantile de la distribution conditionnelle des salaires horaires, toutes choses égales par ailleurs, les salaires des hommes sont environ de 14,5% plus élevés que ceux des femmes.

[1] Voir aussi Annexe 3.

Résultats des rendements de l'ancienneté et de l'expérience correspondant aux régressions quantiles estimées (hommes et femmes confondus).

Tableau 99: Rendements de l'ancienneté et de l'expérience selon les quantiles estimés (hommes et femmes confondus, en %)

	1 an	5 ans	10 ans	15 ans	20 ans	25 ans	30 ans	
	2.1	1.9	1.7	1.5	1.3	1.1	0.9	Ancienneté
Q10	2.5	2.1	1.5	0.9	0.3	-0.4	-1	Expérience
	2.3	2.2	2	1.8	1.6	1.4	1.2	Ancienneté
Q25	3.2	2.7	2	1.3	0.6	-0.1	-0.8	Expérience
	2.6	2.5	2.4	2.3	2.2	2.1	2	Ancienneté
Q50	3.6	3.1	2.4	1.7	1	0.3	-0.5	Expérience
	3	2.7	2.4	2.1	1.8	1.5	1.2	Ancienneté
Q75	5.5	4.6	3.5	2.4	1.3	0.2	-0.9	Expérience
	3.2	2.9	2.5	2.1	1.7	1.3	0.9	Ancienneté
Q90	5.7	4.5	3	1.5	-0.1	-1.6	-3.1	Expérience
	2.6	2.4	2.1	1.8	1.5	1.2	0.9	Ancienneté
MCO	4.3	3.5	2.6	1.7	0.8	-0.1	-1	Expérience

Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Dans le tableau 99 on peut lire pour le premier décile qu'après 15 ans d'expérience professionnelle, une année d'expérience supplémentaire rapporte encore une augmentation de salaire de 0.9%. Cette augmentation est encore plus forte sur le troisième quartile (2.4%).

Au-delà du troisième quartile l'effet d'une année d'expérience supplémentaire après 15 ans d'expérience diminue (2.4% à 1.8%). L'effet moyen des MCO ne permet pas de montrer la croissance du rôle de l'expérience sur la distribution des salaires.

Résultats des régressions interquantiles (interquartiles et interdéciles)

Pour interpréter les résultats des régressions interquantiles, il faut vérifier que les coefficients interquartiles et interdéciles soient différents de 0. Les résultats du tableau 100 montrent la significativité des coefficients entre le 1er et le 3ième quartile, ce qui justifie au passage l'emploi des régressions quantiles apportant ainsi une réelle valeur ajoutée par rapport à la technique des moindres carrés ordinaires. Les coefficients (à l'exception de l'ancienneté^2) sont donc bien considérés comme significativement différents de zéro entre le 1er et le 3ième quartile. Les écarts-types ont été estimés par la méthode du bootstrap.

Tableau 100: Régressions interquartiles 0.75–0.25

	Coefficients	Ecart-type bootstrapé
Âge	-0.0162884**	0.0067122
Âge^2	0.0001781*	0.0000666
Educ. Sec. inférieure	0.0903012*	0.0099567
Educ. Sec. supérieure	0.260716*	0.0226887
Educ. Univ. inférieure	0.2135825*	0.0317882
Educ.Univ. supérieure	0.2470054*	0.0321973
Ancienneté	0.0065645*	0.0012133
Ancienneté^2	-0.0000478^{ns}	0.0000396
Expérience	0.0236583*	0.0039367
Expérience^2	-0.0003775*	0.0000459
Genre	-0.0667926*	0.0065708
Constante	0.3568269*	0.0983285

Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Note : «*» signifie que les coefficients sont significatifs au seuil de 1% ;
«**» signifie que les coefficients sont significatifs au seuil de 5% ;
« ^{ns} » non significatif.

Les résultats du tableau 101 ci-dessous montrent également la significativité des coefficients entre le 1er décile et le neuvième décile. Dans ce cas aussi, les coefficients sont donc bien considérés comme significativement différents de zéro entre le 1er décile et le neuvième décile.
En 2002, le coefficient associé à la constante pour la régression interquartile est de 0.3568. Cela signifie que la constante de la régression du troisième quartile est de 0.3568 points plus élevée que celle du premier quartile. En effet on a bien la valeur de la constante pour Q25 = 2.1435 et celle pour la régression Q75 = 2.5004. La différence des deux coefficients donne bien 0.3568. Ce coefficient est par ailleurs différent de zéro ce qui indique que la constante n'est pas la même à tous les quantiles de la distribution du logarithme des salaires horaires.

Tableau 101: Régressions interdéciles 0.90 – 0.10

	Coefficients	Ecart-type bootstrapé
Âge	-0.0314557*	0.0109436
Âge^2	0.0006198*	0.0001039
Educ. Sec. inférieure	0.1108665*	0.0228957
Educ. Sec. supérieure	0.3317562*	0.0383125
Educ. Univ. inférieure	0.2759085*	0.0613889
Educ.Univ. supérieure	0.2757463*	0.0608894
Ancienneté	0.0115122*	0.0021023
Ancienneté^2	-0.0002507*	0.0000726
Expérience	0.0330214*	0.0076452
Expérience^2	-0.0008952*	0.0000788
Genre	-0.0705713*	0.0099832
Constante	0.6912183*	0.1523412

Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Note : «*» signifie que les coefficients sont significatifs au seuil de 1% ;

Illustrations graphiques des résultats des régressions quantiles:

La visualisation des effets des variables explicatives sur chaque quantile est présentée sur les graphiques en annexe. On y représente les effets de chaque variable explicative sur les quantiles pour le modèle global (hommes et femmes confondus) d'une part et pour les modèles par genre d'autre part.

Dans le modèle global on remarque l'importance croissante de la constante[1], de l'ancienneté et de l'expérience sur tous les quantiles. L'éducation a également un effet positif croissant sur chaque quantile de la distribution conditionnelle des salaires horaires. On peut observer une progression en niveau de l'effet de l'éducation pour un quantile donné. Ainsi, à titre d'exemple, l'effet de l'éducation secondaire inférieure pour le 1[er] décile est de 0.15, il passe à 0.32 pour l'éducation secondaire supérieure, 0.61 pour l'éducation universitaire inférieure et enfin 0.85 pour l'éducation universitaire supérieure. Cet effet de seuil peut se vérifier sur chaque décile. Enfin, l'effet de la prise en compte du genre n'est pas le même sur tous les quantiles. Il est en effet plus marqué sur les premiers quantiles que sur les derniers avec une tendance décroissante à partir du troisième quantile.

En ce qui concerne les femmes, on observe un effet immédiatement plus faible de l'ancienneté sur les premiers déciles de salaires. L'ancienneté est donc moins rémunératrice sur les bas salaires féminins que sur les bas salaires masculins. On observe également un même effet de l'expérience sur les déciles élevés de salaires horaires masculins et féminins. En revanche l'expérience sur les bas salaires entraîne une augmentation plus importante du salaire horaire chez les femmes que chez les hommes.

Les niveaux d'éducation des femmes et des hommes ont un profil et un niveau similaires sur chacun des déciles. On peut en effet considérer que le niveau d'éducation ou le diplôme montre de prime abord une certaine capacité productive et un niveau de connaissance qui est indépendant du genre du salarié.

Les similitudes que l'on vient de souligner dans le niveau d'éducation entre les femmes et les hommes, ou les oppositions dans les effets de l'ancienneté, n'auraient pas pu ressortir avec l'application des moindres carrés ordinaires.

[1] En effet, les constantes, qui donnent la valeur du quantile de Y pour une valeur de X nulle, sont alors globalement différentes. C'est un moyen de détecter l'hétéroscédasticité des données.

Pour les hommes: régression quantile

Tableau 102: Régressions quantiles et par moindres carrés ordinaires du logarithme des salaires horaires des Hommes

	MCO	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
Constante	2.3513*	1.9923*	2.1126*	2.2464*	2.7855*	3.1515*
	0.0703	0.08	0.0762	0.0782	0.1117	0.1733
Age	-0.0276*	-0.0092^{ns}	-0.0146*	-0.0175*	-0.0521*	-0.0712*
	0.0049	0.0059	0.0055	0.0055	0.0079	0.0125
Age^2	0.0004*	0.0002*	0.0002*	0.0003*	0.0006*	0.0011*
	0	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001
Ancienneté	0.0243*	0.0234*	0.0225*	0.0234*	0.0278*	0.0316*
	0.0009	0.0011	0.0011	0.0011	0.0014	0.0018
Ancienneté^2	-0.0002*	-0.0002*	-0.0001*	-0.0001*	-0.0001**	-0.0004*
	0	0	0	0	0	0.0001
Expérience	0.0430*	0.019*	0.0324*	0.0347*	0.0605*	0.0672*
	0.0035	0.0042	0.0041	0.0039	0.0055	0.0087
Expérience^2	-0.0009*	-0.0005*	-0.0006*	-0.0007*	-0.0011*	-0.0015*
	0	0.0001	0.0001	0	0.0001	0.0001
Educ. Sec. inférieure	0.1253*	0.0984*	0.1316*	0.1199*	0.1799*	0.1648*
	0.0121	0.0143	0.014	0.0123	0.0174	0.0285
Educ. Sec. supérieure	0.4706*	0.237*	0.3347*	0.444*	0.5963*	0.6403*
	0.0177	0.0206	0.0236	0.0191	0.0288	0.0447
Educ. Univ. inférieure	0.7722*	0.5164*	0.7123*	0.7791*	0.9393*	0.9276*
	0.0262	0.0349	0.0318	0.0277	0.04	0.0663
Educ. Univ. Supérieure	1.0560*	0.8107*	0.992*	1.051*	1.2425*	1.1861*
	0.0298	0.037	0.0349	0.0335	0.0447	0.0748
R^2 ou Pseudo-R^2	0.5428	0.2675	0.3059	0.3568	0.3778	0.3538

Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Note : «*» signifie que les coefficients sont significatifs au seuil de 1% ;
«**» signifie que les coefficients sont significatifs au seuil de 5% ;
« ^{ns} » non significatif.

- Lecture : Pour la dixième régression quantile, le coefficient de la variable ancienneté s'interprète ainsi : au dixième quantile de la distribution conditionnelle des salaires horaires masculins, toutes choses égales par ailleurs, une année sup
- écarts-types en 2e ligne

Tableau 103: Régressions quantiles et par moindres carrés ordinaires du logarithme des salaires horaires des Femmes

	MCO	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
Constante	2.0760*	2.3874*	2.4462*	2.6287*	2.5583^{ns}	2.3939^{ns}
	0.1169	0.0916	0.1015	0.1071	0.2004	0.2524
Age	-0.016***	-0.0376*	-0.0426*	-0.0561*	-0.0492**	-0.0315**
	0.0081	0.007	0.0074	0.0079	0.014	0.018
Age^2	0.0002*	0.0004*	0.0005*	0.0006*	0.0004*	0.0004*
	0	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0002
Ancienneté	0.0320*	0.0111*	0.0162*	0.0292*	0.0403*	0.0381*
	0.0014	0.002	0.002	0.0019	0.0023	0.0029
Ancienneté^2	-0.0003*	0.0001*	0.0001*	-0.0001*	-0.0005*	-0.0004*
	0	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001
Expérience	0.0337*	0.0346*	0.0375*	0.0513*	0.0604*	0.0557*
	0.0057	0.004	0.0043	0.005	0.0092	0.0107
Expérience^2	-0.0007*	-0.0005*	-0.0007*	-0.0009*	-0.0009*	-0.0011*
	0	0.0001	0.0001	0.0001	0.0001	0.0002
Educ. Sec. inférieure	0.2749*	0.1424*	0.2086*	0.3334*	0.4181*	0.3862*
	0.0168	0.0138	0.0141	0.0157	0.0242	0.0364
Educ. Sec. supérieure	0.5734*	0.3588*	0.5148*	0.7117*	0.7878*	0.6927*
	0.0246	0.0221	0.0209	0.0234	0.036	0.0506
Educ. Univ. inférieure	0.7959*	0.6485*	0.7653*	0.9675*	1.0616*	0.9286*
	0.0377	0.0352	0.0327	0.0345	0.0578	0.0759
Educ. Univ. Supérieure	1.0349*	0.8728*	1.0132*	1.2328*	1.3424*	1.2592*
	0.0432	0.0439	0.0363	0.0402	0.0699	0.0884
R^2 ou Pseudo-R^2	0.5115	0.233	0.3107	0.3603	0.3355	0.2971

Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

- Note : « * » signifie que les coefficients sont significatifs au seuil de 1% ;
«*** » signifie que les coefficients sont significatifs au seuil de 10%

- Lecture : Pour la dixième régression quantile, le coefficient de la variable ancienneté s'interprète ainsi : au dixième quantile de la distribution conditionnelle des salaires horaires féminins, toutes choses égales par ailleurs, une année supp
- écarts-types en 2e ligne

Pour les hommes et les femmes: régressions interquantiles

La mise en œuvre des régressions interquantiles revient à faire d'une manière plus directe et complète le test de Wald de significativité des coefficients des deux régressions interquantiles. Les coefficients sont tous significatifs au plus à 5% (sauf l'expérience pour les femmes).

Tableau 104: Régressions interquartiles 0.75 – 0.25 pour les Hommes

	Coefficients	Ecart-type bootstrapé
Âge	-.0272405*	0.0084522
$Âge^2$	.0003444*	0.0001008
Educ. Sec. inférieure	.0688316*	0.0109583
Educ. Sec. supérieure	.2811178*	0.0243261
Educ. Univ. inférieure	.224322*	0.027174
Educ.Univ. supérieure	.250451*	0.0324751
Ancienneté	.0026536**	0.0013321
$Ancienneté^2$	.0000894**	0.0000449
Expérience	.0246547*	0.0041765
$Expérience^2$	-.0004688*	0.0000685
Constante	.4919212*	0.1253554

Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Note : «*» signifie que les coefficients sont significatifs au seuil de 1% ;
«**» signifie que les coefficients sont significatifs au seuil de 5%.

On remarque que l'effet de l'âge chez les hommes joue davantage sur le premier quartile de salaire que sur le 3ième. En revanche l'éducation supérieure entraîne un effet positif sur le 3ième quartile et non sur le premier.

En ce qui concerne l'âge, les conclusions précédentes sont inversées chez les femmes.

Tableau 105: Régressions interquartiles 0.75 – 0.25 pour les Femmes

	Coefficients	Ecart-type bootstrapé
Âge	.0196258**	0.0080122
$Âge^2$	-.0002213**	0.0000884
Educ. Sec. inférieure	.1733934*	0.0217284
Educ. Sec. supérieure	.196988*	0.0344061
Educ. Univ. inférieure	.1387137*	0.0450273
Educ. Univ. supérieure	.1647798*	0.0623125
Ancienneté	.0182025*	0.0022335
$Ancienneté^2$	-.000418*	0.0000906
Expérience	.006033^{ns}	0.0063078
$Expérience^2$	-.0000799^{ns}	0.0000813
Constante	-.2370126*	0.1124019

Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Note : «*» signifie que les coefficients sont significatifs au seuil de 1% ;
«**» signifie que les coefficients sont significatifs au seuil de 5% ;
« ^{ns} » non significatif.

Les régressions interdéciles montrent en général un profil similaire à celui décrit par les régressions interquantiles.

Tableau 106: Régressions interdéciles 0.90 – 0.10 pour les Hommes

	Coefficients	Ecart-type bootstrapé
Âge	-0.0592*	0.0104
$Âge^2$	0.0008196*	0.000125
Educ. Sec. inférieure	0.1027325*	0.025807
Educ. Sec. supérieure	0.4601403*	0.0416758
Educ. Univ. inférieure	0.4119197*	0.0713745
Educ.Univ. supérieure	0.3930894*	0.0685871
Ancienneté	0.0059021*	0.0018508
$Ancienneté^2$	-0.0000908^{ns}	0.0000594
Expérience	0.0472421*	0.0079798
$Expérience^2$	-0.0009793*	0.0000946
Constante	1.094994*	0.1381203

Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Note : «*» signifie que les coefficients sont significatifs au seuil de 1% ;

Seules les variables de l'expérience, de l'éducation universitaire inférieure et de l'$âge^2$ ne sont pas interprétables pour les femmes.

Tableau 107: Régressions interdéciles 0.90 – 0.10 pour les Femmes

	Coefficients	Ecart-type bootstrapé
Âge	0.0365225**	0.0144365
$Âge^2$	-0.0001921^{ns}	0.0001593
Educ. Sec. inférieure	0.2093155*	0.0476875
Educ. Sec. supérieure	0.2220667*	0.0711802
Educ. Univ. inférieure	0.1322839^{ns}	0.0992503
Educ.Univ. supérieure	0.1920875***	0.1048161
Ancienneté	0.0167657*	0.0035106
$Ancienneté^2$	-0.00028***	0.0001579
Expérience	0.0025169^{ns}	0.0112757
$Expérience^2$	-0.0003077**	0.0001254
Constante	-0.3572416***	0.1886734

Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Note : «*» signifie que les coefficients sont significatifs au seuil de 1% ;
«**» signifie que les coefficients sont significatifs au seuil de 5% ;
«***» signifie que les coefficients sont significatifs au seuil de 10% ;
« ^{ns} » non significatif.

Pour les hommes: taux de rendement de l'ancienneté et de l'expérience par quantile estimé.

Tableau 108: Rendements de l'ancienneté et de l'expérience selon les quantiles estimés pour les hommes (en %)

	1 an	5 ans	10 ans	15 ans	20 ans	25 ans	30 ans	
	2.3	2.1	1.9	1.7	1.5	1.3	1.1	Ancienneté
Q10	1.8	1.4	0.9	0.4	-0.1	-0.6	-1.1	Expérience
	2.2	2.2	2.1	2	1.9	1.8	1.7	Ancienneté
Q25	3.1	2.6	2	1.4	0.8	0.2	-0.4	Expérience
	2.3	2.2	2.1	2	1.9	1.8	1.7	Ancienneté
Q50	3.3	2.8	2.1	1.4	0.7	0	-0.7	Expérience
	2.8	2.7	2.6	2.5	2.4	2.3	2.2	Ancienneté
Q75	5.8	5	3.9	2.8	1.7	0.6	-0.6	Expérience
	3.1	2.8	2.4	2	1.6	1.2	0.8	Ancienneté
Q90	6.4	5.2	3.7	2.2	0.7	-0.8	-2.3	Expérience
	2.4	2.2	2	1.8	1.6	1.4	1.2	Ancienneté
MCO	4.1	3.4	2.5	1.6	0.7	-0.2	-1.1	Expérience

Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Dans le tableau 108 on peut lire pour le premier décile qu'après 15 ans d'expérience professionnelle, une année d'expérience supplémentaire rapporte pour un homme une augmentation de salaire d'encore 0.4%. Cette augmentation est encore plus forte sur le troisième quartile (2.8%). Au-delà du troisième quartile l'effet d'une année d'expérience supplémentaire après 15 ans d'expérience diminue (2.8% à 2.2%).

Pour les femmes: taux de rendement de l'ancienneté et de l'expérience par quantile estimé

Pour le premier décile, les rendements de l'expérience exercent un effet positif sur la croissance du salaire plus important chez les femmes que chez les hommes.

Tableau 109: Rendements de l'ancienneté et de l'expérience selon les quantiles estimés pour les femmes (en %)

	1 an	5 ans	10 ans	15 ans	20 ans	25 ans	30 ans	
	1.1	1.2	1.3	1.4	1.5	1.6	1.7	Ancienneté
Q10	3.4	3	2.5	2	1.5	1	0.5	Expérience
	1.6	1.7	1.8	1.9	2	2.1	2.2	Ancienneté
Q25	3.6	3.1	2.4	1.7	1	0.3	-0.5	Expérience
	2.9	2.8	2.7	2.6	2.5	2.4	2.3	Ancienneté
Q50	5	4.2	3.3	2.4	1.5	0.6	-0.3	Expérience
	3.9	3.5	3	2.5	2	1.5	1	Ancienneté
Q75	5.9	5.1	4.2	3.3	2.4	1.5	0.6	Expérience
	3.7	3.4	3	2.6	2.2	1.8	1.4	Ancienneté
Q90	5.4	4.5	3.4	2.3	1.2	0.1	-1	Expérience
	3.1	2.9	2.6	2.3	2	1.7	1.4	Ancienneté
MCO	3.2	2.7	2	1.3	0.6	-0.1	-0.8	Expérience

Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

19. Estimation de la discrimination par la technique de décomposition

Avant de passer aux décompositions de l'écart salarial, il est important de quantifier cet écart. Le tableau 110 reprend différentes mesures de l'écart salarial:

Tableau 110: Écarts salariaux moyens et médians

	Tous	Hommes	Femmes	Ecart salarial (en %)
Salaire brut mensuel moyen (temps plein)	3 720	3 939	3 168	19.6
Salaire brut mensuel médian (temps plein)	3 117	3 268	2 814	13.9
Salaire brut horaire moyen (temps plein et partiel)	17.87	19.09	15.45	19.1
Salaire brut horaire médian (temps plein et partiel)	14.18	14.76	12.5	15.3

Source: Statec, Enquête sur la Structure des Salaires, 2002

L'écart varie entre 13.9% et 19.6% selon que l'on considère les médianes ou les moyennes des salaires bruts mensuels, ou bien entre 15.3% et 19.1% pour les salaires bruts horaires médians et moyens. Par la suite on va analyser l'écart salarial pour les moyennes des logarithmes des salaires bruts horaires.

Toutes les méthodes de décomposition des écarts de salaire s'appuient sur l'estimation d'équations de gains « à la » Mincer où l'on explique le logarithme du salaire d'un individu *i* par un ensemble de caractéristiques qui lui sont propres comme l'âge, le diplôme, l'expérience, etc. qu'on nomme le « capital humain », mais aussi les branches, les types de professions ou la taille de l'entreprise.

L'objectif de toutes les méthodes de décomposition est de répartir l'écart salarial observé entre deux groupes (ici hommes et femmes) en deux parties: une partie expliquée et une partie due à la discrimination. La première partie provient des différences entre les dotations des deux groupes (capital humain, type d'emploi occupé,..). La deuxième partie provient d'une différence de valorisation de ces caractéristiques entre les deux groupes.

Deux situations extrêmes apparaissent:

1/ si toutes les caractéristiques pertinentes étaient prises en compte et que la structure des deux groupes était la même pour l'ensemble des variables considérées (âge, éducation, emplois), tout écart salarial ne pourrait provenir que d'un écart de rendement de ces caractéristiques.

2/ Au contraire, si tous les rendements étaient similaires l'écart salarial résulterait entièrement d'effets de structures.

Bien entendu, la réalité observée se situe entre ces deux cas extrêmes.

La difficulté économétrique qui réside dans la mise en œuvre de la technique de décomposition de l'écart salarial est liée au choix de la norme avec laquelle on valorisera les différences des caractéristiques des deux groupes. Par exemple le modèle de Oaxaca[1] (1973)-Blinder[2] (1973) utilise les rendements des hommes comme norme. Plusieurs autres choix de normes sont possibles, notamment Reimers[3] (1983) qui prend comme valeur de la norme β_N , la moyenne arithmétique des rendements masculins et féminins.

Le modèle utilisé dans ce rapport est celui d'Oaxaca-Ransom[4] (1994) qui construit une norme non discriminée (estimation d'une équation de gains sur l'ensemble de l'échantillon), ce qui peut s'interpréter comme une approximation de la norme concurrentielle du marché du travail luxembourgeois. L'avantage de ce modèle est de permettre une décomposition plus fine de la partie non expliquée: à savoir un avantage pour les hommes et un désavantage pour les femmes.

[1] Oaxaca R.L., (1973), « Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Market », *International Economic Review*, vol. 14, n°3, pp. 693-709.

[2] Blinder A.S., (1973), « Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates », *The Journal of Human Resources*, vol. 8, n° 4, pp. 436-455.

[3] Reimers C. (1983), « Labor Market discrimination Against Hispanics and Black Men », *Review of Economic and Statistics*, vol. 65, n°4, pp.570-579.

[4] Oaxaca R.L., Ransom, M.R. (1994), « On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials », Journal of Econometrics, vol. 61, n°1, pp. 5-21.

Donc l'écart des salaires bruts horaires moyens exprimés en logarithme se décompose en une part expliquée par les caractéristiques des deux groupes (valorisée par la norme) [1er terme], en une part exprimant le supplément de rendement dû au fait d'être un homme [2e terme], et enfin, en une part exprimant le déficit de rendement des caractéristiques dû au fait d'être une femme [3e terme].

Oaxaca-Ransom (1994):

$$\overline{w}_H - \overline{w}_F = \beta_N\left(\overline{X}_H - \overline{X}_F\right)' + \overline{X}'_H\left(\beta_H - \beta_N\right) + \overline{X}'_F\left(\beta_N - \beta_F\right)$$

= (1er terme) + (2e terme) + (3e terme)

avec β_N : la norme, β_H : le rendement des hommes et β_F : le rendement des femmes,

$\overline{w}_H$: logarithme du salaire brut horaire moyen des hommes

$\overline{w}_F$: logarithme du salaire brut horaire moyen des femmes.

Dans l'estimation des équations de gains un problème récurrent est celui que l'on nomme « le biais de sélection ». Il signifie que la variable dépendante n'est observée que sur une partie non aléatoire de la population totale, ce qui peut affecter l'étude des écarts salariaux entre hommes et femmes. Ce biais ne peut être étudié dans le cadre de cette étude en raison de l'absence d'informations sur les femmes inactives, puisque l'enquête sur la structure des salaires ne porte que sur les femmes actives occupées.

Avant de passer aux différents modèles de la décomposition, il est important de comparer les caractéristiques moyennes des hommes et des femmes. Le tableau 111 indique les résultats pour les variables explicatives retenues.

Tableau 111: Comparaison des valeurs moyennes de quelques variables explicatives

Variable	Intitulé	Caractéristiques moyennes: hommes	Caractéristiques moyennes: femmes	Avantage
age	Âge	37.63	35.45	Homme
senior	Ancienneté dans l'entreprise	7.47	5.98	Homme
experien	Expérience potentielle	20.31	18.18	Homme
educ2	Education secondaire inférieure	0.37	0.27	Homme
educ3	Education secondaire supérieure	0.17	0.17	Egalité
educ4	Education universitaire inférieure	0.11	0.12	Femme
educ5	Education universitaire supérieure	0.08	0.08	Egalité
nation	Nationalité luxembourgeoise	0.23	0.24	Femme
resident	Résidents	0.49	0.55	Femme
supervis	Supervision	0.19	0.11	Homme
complet	Temps complet	0.97	0.72	Homme
cadresup	Cadre supérieur	0.15	0.08	Homme
techint	Technicien et intermédiaire	0.12	0.11	Homme
empadm	Employé administratif	0.12	0.38	Femme
vendeur	Personnel des services et vendeurs, artisans	0.37	0.15	Homme
instal	Conducteurs d'installation et de machines et ouvriers de l'assemblage	0.13	0.02	Homme
sect_C	Industries extractives	0	0	Egalité
sect_D	Industrie manufacturière	0.16	0.08	Homme
sect_E	Production et distribution d' électricité, gaz et eau	0	0	Egalité
sect_F	Construction	0.18	0.03	Homme
sect_G	Commerce, réparations automobile et d articles domestiques	0.13	0.21	Femme
sect_I	Transport et communications	0.12	0.05	Homme
sect_J	Activités financières	0.14	0.22	Femme
sect_K	Immobilier, location et services aux entreprises	0.23	0.33	Femme
lnhrpay	Log naturel des heures payées	5.16	4.98	Homme
married	Marié	0.61	0.5	Homme
single	Célibataire	0.33	0.37	Femme
widowed	Veuf	0	0.02	Femme
cdi	Contrat à durée indéterminée	0.95	0.95	Egalité
convent	Convention collective	0.56	0.51	Homme
taille	Nombre de salariés de l'entreprise	519	659	Femme

Source: Statec, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

En moyenne, les hommes sont plus âgés et ont plus d'expérience de travail. Presque tous les hommes travaillent à temps complet, alors que c'est le cas d'uniquement 72% des femmes. La proportion des hommes exerçant une tâche de supervision est également supérieure à celle des femmes (19 contre 11%). Quant au type de profession, 37% des hommes travaillent comme personnel des services et vendeurs et artisans; par contre 38% des femmes sont employées pour des tâches administratives. 15% des hommes occupent des postes de cadres supérieurs. La plupart des femmes travaillent dans les secteurs « Immobilier, location et services aux entreprises » et « Intermédiation financière », alors que 18% des hommes travaillent dans la construction. Les données sur l'état matrimonial montrent que 61% des hommes sont mariés, contre 50% chez les femmes. En ce qui concerne le niveau d'éducation, peu de différences sont observées pour les deux genres: environ 60% des hommes et des femmes ont un niveau d'éducation ne dépassant pas les études secondaires inférieures.

Le modèle de décomposition d'Oaxaca-Ransom a été appliqué aux 4 fonctions de gains décrites dans la section 16.2. Il s'agit des fonctions de gains « Capital humain » (modèle I), « Capital humain plus branches» (modèle II), « Capital humain, branches et caractéristiques personnelles » (modèle III) et finalement un modèle « Complet » (modèle IV) reprenant la plupart des variables de l'enquête sur la structure des salaires en 2002.

L'écart salarial entre la moyenne des logarithmes des salaires horaires des hommes et des femmes est de 0.198 points. Le tableau 112 reprend la répartition en pourcentage de cet écart en les 3 parties de la décomposition d'Oaxaca-Ransom:

Tableau 112: Répartition de l'écart salarial moyen pour les différents modèles

Variable dépendante: $\overline{w_H} - \overline{w_F}$

	Modèle			
Variable dépendante :	I	II	III	IV
				en %
Différence de dotations	41	35	34	51
Avantage des hommes	21	23	23	17
Désavantage des femmes	38	42	43	32
Discrimination totale	59	65	66	49

Source: Statec, Enquête sur la Structure des Salaires, 2002

Dans le modèle le plus simple, à savoir le modèle « Capital humain », 41% de l'écart salarial sont attribués à la différence des dotations entre les hommes et les femmes. Donc pour ce modèle la discrimination (part non expliquée) est de 59%. Si on ajoute comme variables explicatives les branches, la différence de dotations descend à 35%, et donc la discrimination s'élève à 65%. Dans le modèle III, la différence de dotations est de 34%. Enfin le modèle le plus complet arrive à attribuer 51% aux différences de dotations.

Au vu de ces résultats il peut paraître surprenant que l'ajout de variables explicatives supplémentaires comme les branches augmente la discrimination totale. Afin d'expliquer ce phénomène, les variables ont été regroupées en blocs, et pour chaque bloc la contribution à la différence de dotations a été calculée. Le tableau 113 reprend les résultats des calculs:

Tableau 113: Répartition de la différence de dotations par blocs

	Modèle			
	I	II	III	IV
Âge	-0.023	-0.018	-0.014	-0.024
Ancienneté	0.033	0.027	0.023	0.019
Expérience	0.051	0.047	0.043	0.046
Education	0.021	0.018	0.018	0.011
Branches		-0.005	-0.004	-0.002
Caractéristiques personnelles			0.002	0.003
type de profession				0.02
autres				0.029
Somme:	0.081	0.069	0.068	0.102

Source: Statec, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Le tableau 113 ci-dessus indique donc pour chaque modèle la contribution des différents blocs de variables à la partie différence de dotations dans la décomposition d'Oaxaca-Ransom. L'écart salarial total est de 0.198 sur l'échelle logarithmique. Le modèle I attribue 0.081 points (soit 41%) à la différence de dotations. La contribution du bloc « Education » est de 0.021 points.

La différence entre les modèles I et II est l'introduction du bloc « Branches ». Or sa contribution dans le modèle II est négative (-0.005), et en plus les contributions des autres blocs diminuent. Ainsi la différence de dotations dans le modèle II est inférieure à celle du modèle I.

Les différences sont minimes entre les modèles II et III. Le bloc « Caractéristiques personnelles » n'apporte donc guère d'information. Par contre le modèle IV permet d'attribuer 0.102 points à la différence de dotations. 2 blocs supplémentaires ont été ajoutés au modèle complet, à savoir les blocs « Type de profession » (+ 0.02 points) et « Autres » (+ 0.029 points). Dans ce dernier bloc de variables explicatives, la contribution de la variable « Temps de travail complet » est de 0.026 points.

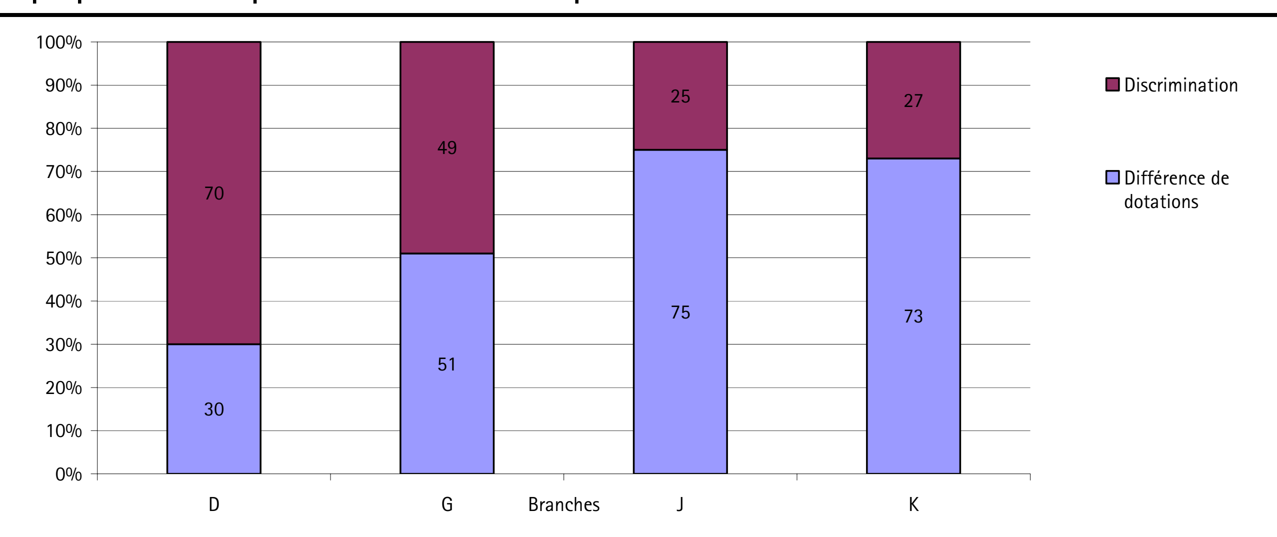
L'analyse des contributions par bloc montre donc que la contribution des variables des branches est négative. Ce bloc diminue donc la différence de dotations de la décomposition et augmente ainsi la partie discrimination. Aussi est-il intéressant de considérer un modèle de décomposition complet pour chaque branche. Or à cause du manque d'observations et de la qualité de la fonction de gains pour certaines branches, la décomposition n'est possible que pour 4 branches: l'« Industrie manufacturière », le « Commerce, réparations automobile et d'articles domestiques » l'« Intermédiation financière » et l'« Immobilier, location et services aux entreprises ». Le graphique 49 indique la différence de dotations et la discrimination pour ces branches.

Le graphique montre que la discrimination par genre sur les salaires varie fortement d'une branche à l'autre. Dans l'« Industrie manufacturière », uniquement 30% de la différence des salaires bruts horaires sont dus aux différences de dotations, alors que dans la branche de l'« Intermédiation financière » et de l'« Immobilier, location et services aux entreprises » la différence de dotations monte à plus de 70%. Entre ces deux extrêmes, la décomposition de l'écart salarial dans la branche du « Commerce , réparations automobile et d'articles domestiques » attribue 51 % des différences de salaires aux différences de dotations. Il faut noter que plus de la moitié des salariés féminins travaillent dans les secteurs où la discrimination salariale est la moins importante.

Dans ce contexte la question se pose s'il y a une relation entre le rapport du nombre de salariés féminins et masculins dans un secteur d'une part, et le rapport des salaires respectifs d'autre part. Le graphique 50 permet d'analyser cette relation:

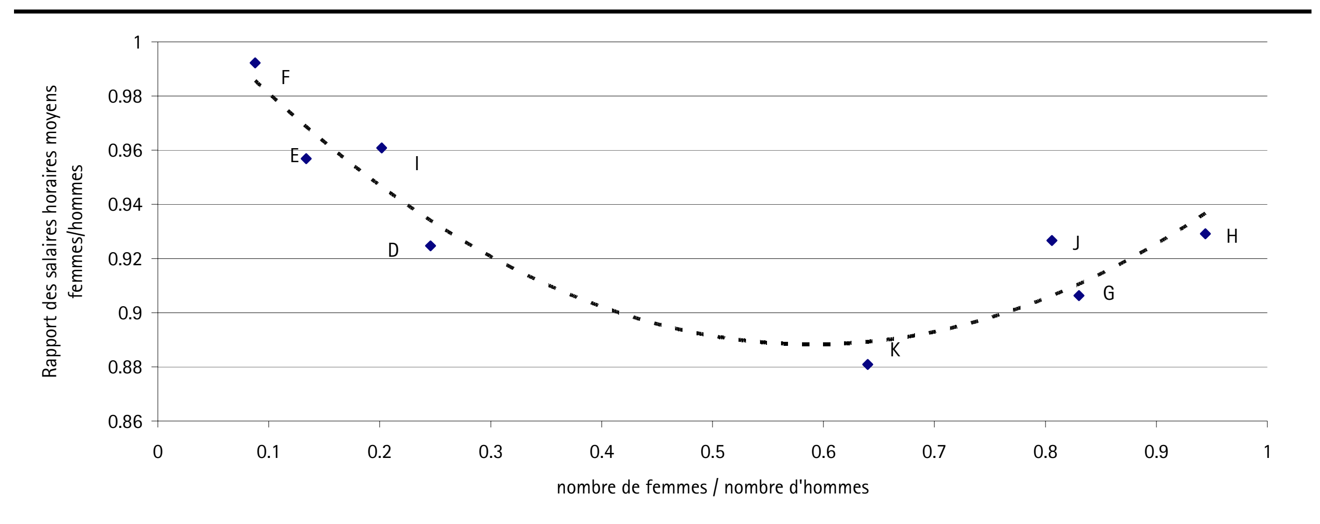
Le graphique semble indiquer que les salaires se rapprochent du rapport des salaires = 1 (c.à.d. où l'on aurait égalité des salaires) si le rapport nombre de femmes/nombre d'hommes est soit proche de 0, soit proche de 1. En effet, dans le secteur de la « Construction » il y a très peu de femmes (360 contre 4 102 hommes dans l'enquête 2002); par contre dans le secteur des « Hôtels et restaurants » on a presque autant de femmes que d'hommes (609 contre 645).

Graphique 49: Décomposition de l'écart salarial par branche



Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Graphique 50: Relation entre le rapport du nombre de femmes et d'hommes par branche et le rapport des salaires bruts horaires:



Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

D = Industrie manufacturière E = Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau F = Construction

G = Commerce, réparations automobile et d'articles domestiques H = Hôtels et restaurants

I = Transport et communications J = Activités financières K = Immobilier, location et services aux entreprises

20. Décomposition multidimensionnelle de l'indice de GINI

Les résultats de la section 14.1 du premier chapitre de la deuxième partie du rapport ont montré que les profils de salaires bruts mensuels moyens des hommes et des femmes se chevauchent. La description de ce chevauchement peut justement s'interpréter en terme d'inégalité salariale. L'indicateur le plus utilisé dans la littérature pour effectuer des analyses d'inégalité est probablement le coefficient de GINI (1916). L'objet de cette section est d'effectuer une décomposition de cet indice par groupe de population, par exemple, entre hommes et femmes, ou entre résident et non résident ou encore entre différents types de profession.

La méthodologie suivie ici est celle de DAGUM (1997a, 1997b) qui décompose l'indice de GINI en la somme de trois termes: la contribution des indices de GINI intra-groupes, la contribution des indices de GINI inter-groupes et enfin l'intensité des indices de GINI de transvariation correspondant au chevauchement entre les distributions. Ces termes vont être expliqués en détails dans la section de méthodologie (20.1).

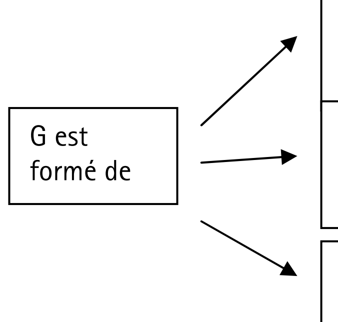
L'outil utilisé dans cette section est une macro VBA (pour Excel) développée par MUSSARD et disponible sur le site de l'université de Montpellier[1]. Elle est utilisée sur les salaires bruts mensuels moyens de l'échantillon de l'enquête sur la structure des salaires 2002. Les sélections des observations sont celles du point 14.0.

20.1. Approche méthodologique de l'indice de Gini multidimensionnel par le genre

Cette section présente la multi-décomposition de l'indice de GINI dont la méthode est exposée dans l'encadré méthodologique en fin de section.

Rappelons que l'indice de GINI reflète les différences moyennes des salaires bruts mensuels entre les individus d'une population Q (la population désignant ici l'échantillon de l'enquête sur la structure des salaires). Il caractérise ainsi l'intensité des inégalités à l'intérieur de cette population. Par exemple, l'indice de GINI des salariés travaillant à plein temps au Luxembourg est de 0,29 en 2002[2]. Ce chiffre est un indice agrégé au niveau de la population Q qui ne permet pas de connaître la part d'inégalité attribuable aux hommes et celle attribuable aux femmes. Il faut pour cela recourir à une décomposition de cet indice. Pour utiliser la décomposition de GINI dans le cas de la problématique du genre, il est donc nécessaire que la population Q soit divisée en deux groupes: hommes et femmes[3]. L'intérêt de cette décomposition est alors d'expliquer les inégalités des salaires bruts mensuels par genre.

On peut résumer la décomposition de l'indice de GINI (G) que présentent les travaux de DAGUM (1997a, 1997b) selon le schéma suivant:



G_w: contribution des inégalités intragroupes à l'inégalité totale (G)
ou « quelle est la part des inégalités dans la population masculine (féminine) dans l'inégalité totale »?

G_b: contribution nette de l'inégalité intergroupe à l'inégalité totale
ou « quelle est la part des inégalités entre hommes et femmes dans l'inégalité totale »?

G_t: intensité de la transvariation entre les distributions de salaires.
ou « quelle est la part des inégalités inhérentes au chevauchement des distributions de salaires des hommes et des femmes »?

soit:

$$G = G_w + G_b + G_t$$

[1] http://www.lameta.univ-montp1.fr/Fr/Programmes/gini/univfr.htm et s-mussard@lameta.univ-montp1.fr

[2] http://www.lameta.univ-montp1.fr/Fr/Programmes/gini/univfr.htm et s-mussard@lameta.univ-montp1.fr

[3] Ce chiffre est calculé sur l'échantillon pondéré et correspond à celui publié dans le bulletin n°5, 2004 du Statec. Il repose sur la même sélection des observations retenue dans le chapitre 1 de la deuxième partie du rapport. En soi ce coefficient n'est pas grandement interprétable sauf peut-être à le situer par rapport à ses limites que sont 0 et 1. La valeur nulle de l'indice désigne une répartition égalitaire des revenus et la valeur unitaire une répartition des revenus entre les mains d'une seule personne. Ce sont des cas limites théoriques qui ne se rencontrent pas dans la réalité. Dans la pratique, on compare habituellement l'indice de GINI d'une année aux indices de GINI des autres années pour tenter d'y déceler d'éventuelles évolutions de l'inégalité. L'Enquête sur la Structure des Salaires précédente date de 1995 et donne un indice de Gini de 0,26 calculé sur un échantillon non pondéré.

[4] Plusieurs autres types de divisions comme l'âge, la profession, etc. sont également envisageables.

On peut ici discuter la signification de certaines valeurs extrêmes des termes constituant G. Comme le précisent Koubi *et al* (2005) si G_w est nul « cela signifie que les individus de chaque groupe possèdent le même salaire » (page 7). Les salaires à l'intérieur des groupes, les salaires des hommes et ceux des femmes, sont alors répartis de manière égalitaire. Dans ce cas, si les salaires moyens des différents groupes sont différents, G_t est nul (la distance économique vaut 1). Cela signifie qu'il n'y a pas de chevauchement entre les distributions autrement dit qu'il n'existe pas de salaires élevés du groupe défavorisé qui puisse créer un écart avec les salaires faibles du groupe le plus favorisé. Par conséquent, les inégalités sont dans ce cas uniquement imputables aux inégalités entre les groupes.

A présent, si G_b est nul, cela signifie que les salaires moyens des différents groupes sont égaux. L'inégalité totale est donc influencée à la fois par les inégalités à l'intérieur des groupes et par les inégalités inhérentes aux chevauchements entre les distributions, et l'on aurait $G = G_w + G_t$.

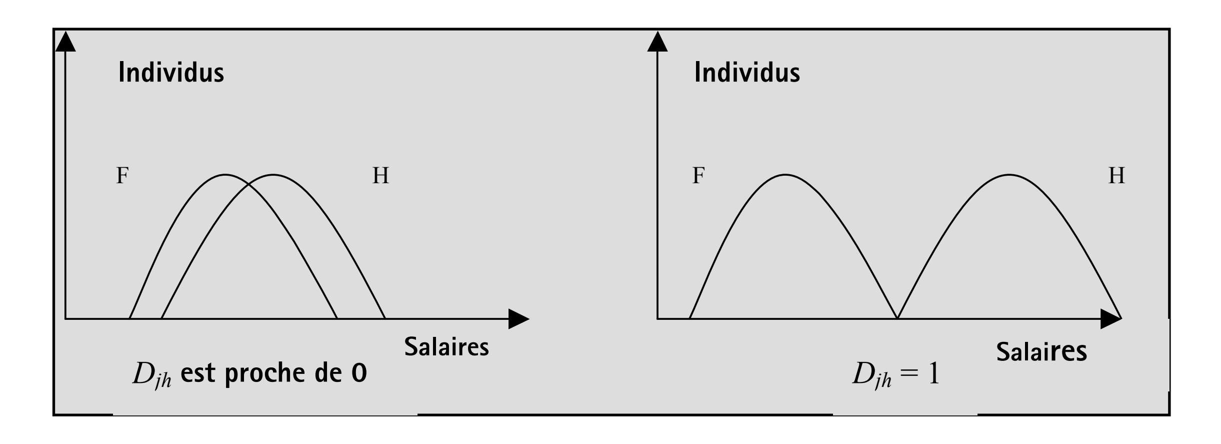
Enfin, si G_t est nul, il n'y a pas de chevauchement entre les distributions. L'inégalité globale est déterminée par $G = G_w + G_b$. En conséquence, cette mesure n'apporterait dans ce cas ci pas plus d'information que les mesures d'inégalité dérivées de l'entropie (c'est-à-dire du type Theil, Bourguignon, Herfindhal, etc.).

Une autre manière d'illustrer ce chevauchement est de calculer la distance économique (D_{jh}). La distance économique est un indicateur d'inégalité compris entre 0 et 1[1]. Plus la distance économique se rapproche de 1 plus les distributions s'éloigneront l'une de l'autre, signifiant par là que le salaire le plus élevé de la population la moins favorisées (femmes) n'est pas supérieur au salaire le plus faible de la population la plus favorisée (hommes). En revanche, plus la distance économique tend vers 0 plus les courbes seront confondues, signifiant par là que les salaires des hommes et ceux des femmes auront la même moyenne.

La décomposition du coefficient de GINI permet donc de mettre en évidence le(s) groupe(s) d'hommes et/ou de femmes à l'origine de l'inégalité salariale.

La grande utilité de cet indicateur est de permettre de pouvoir mieux spécifier l'élément G_t, c'est-à-dire qu'il permet d'évaluer l'éloignement des distributions entre les hommes et les femmes. Dans la pratique, on calcule une distance économique pour chaque vague de données d'enquêtes afin d'en observer son évolution. A ce jour, le nombre de vague n'est cependant pas suffisant pour les données de l'ESS.

Encadré 1: Chevauchement des distributions de salaires Hommes-Femmes



[1] Elle a été introduite par DAGUM en 1980.

20.2 Application de la décomposition de GINI au genre

La première décomposition envisagée avec la méthode de DAGUM porte sur le genre. Il est possible d'évaluer la contribution des inégalités entre les hommes, la contribution des disparités entre les femmes et la contribution des disparités entre les hommes et les femmes, selon le paragraphe 20.1.

De plus la partie inter-groupes est divisée en deux éléments:

- les inégalités inter-groupes nettes qui sont les inégalités générées par les salaires de la population en moyenne la plus riche (hommes) supérieurs aux salaires de la population la plus pauvre (femmes);
- et la transvariation qui représente les inégalités générées par les salaires de la population la plus pauvre (femmes) supérieurs aux salaires de la population la plus riche (hommes).

Le tableau suivant donne les premiers résultats de la décomposition de l'indice de GINI par genre sur l'Enquête sur la Structure des Salaires 2002.

Tableau 114: Décomposition de l'indice de GINI par genre

	Hommes	Femmes	Total
Inégalité totale (G)	0.2856	0.2494	0.281 100%
Contribution à l'inégalité intra-groupes (G_w)	0.1533 89.70%	0.0176 10.30%	0.171 100%
Contribution à l'inégalité inter-groupes brute (G_b) + (G_t)	--	--	0.11
Contribution à l'inégalité inter-groupes nette (G_b)	--	--	0.0443
Transvariation (G_t)	--	--	0.0656

Source : Statec, Enquête sur la Structure des Salaires, 2002

La valeur de l'indicateur global (*i.e.* ensemble = hommes et femmes) d'inégalité de GINI est de 0.2810 (0.249463 pour les femmes et 0.285693 pour les hommes) et doit être décomposée.

La première décomposition de l'indice de GINI est la contribution des inégalités intra-groupes qui s'élève à 0.1710 (G_w). La contribution des inégalités intra-groupe s'élève donc à 60.8% de l'inégalité totale. Cette même ligne montre que les hommes ont un poids déterminant dans l'explication de cette grandeur puisque l'on peut lire:

$G_w = G_{wF} + G_{wH} = 0.0176 + 0.1533$

Comme le montre le tableau 106, les femmes (0.0176) représentent 10.3 % de l'inégalité intra-groupe, soit 6.3% de l'inégalité totale. Les hommes (0.1533) représentent 89.7% de l'inégalité intra-groupe soit 54.6% de l'inégalité totale.

Ce résultat confirme les précédents à savoir qu'une majeure partie de l'inégalité salariale provient des salaires bruts mensuels moyens des hommes situés dans la partie droite de la distribution de leurs salaires (c'est-à-dire les salaires bruts mensuels moyens les plus élevés).

Tableau 115: Part des contributions de l'indice de GINI à l'inégalité totale par genre

	Hommes	Femmes	Total
			en %
Contribution de l'inégalité intra-groupes (G_w)	54.6	6.3	60.8
Contribution de l'inégalité inter-groupes brute (G_b) + (G_t)	-	-	39.2
dont contribution de l'inégalité inter-groupes (G_b)	-	-	15.8
dont transvariation (G_t)	-	-	23.4

Source: Statec, Enquête sur la Structure des Salaires, 2002

La seconde décomposition du coefficient de GINI est la contribution nette des inégalités intergroupes. Il s'agit des inégalités entre les hommes et les femmes issues du non-chevauchement entre les deux distributions qui s'élève à 0.0443. Elle représente 15.8% de l'inégalité totale.

La troisième et dernière décomposition est l'intensité de transvariation entre les hommes et les femmes qui s'élève à 0.0656. La transvariation représente 23.4% de l'inégalité totale et apparaît comme importante. L'amplitude du chevauchement des distributions est donc assez marquée. Elle indique que les distributions sont assez proches et que les inégalités proviennent aussi des hauts salaires féminins creusant des écarts avec les faibles salaires masculins.

En regroupant les parties intergroupes nettes et transvariation on obtient la contribution brute des inégalités intergroupes.

$G_b + G_t = 0{,}044356 + 0{,}065651 = 0.11$

Les inégalités intergroupes (nettes et transvariation) représentent donc 39,2% de l'inégalité totale.

Un peu moins de 40% de l'inégalité salariale totale est due à l'inégalité salariale entre hommes et femmes. Sur ces 40%, un peu plus de la moitié (23.4%) de cette inégalité est due à des salaires bruts mensuels moyens féminins plus élevés que les salaires bruts mensuels moyens masculins.

Cette application permet donc de conclure que:

- les inégalités salariales entre les hommes représentent 54.6% de l'inégalité salariale totale;

- les disparités entre les femmes représentent 6.3% de l'inégalité salariale totale;

- et les inégalités entre les hommes et les femmes s'élèvent à 39.2% de la totalité des inégalités de salaires bruts mensuels moyens mesurées au Luxembourg par la base ESS. 60% de cette inégalité salariale entre genres est due à des salaires bruts mensuels féminins supérieurs aux salaires bruts mensuels masculins.

Enfin, la distance économique qui sépare les distributions des salaires des hommes et des femmes travaillant à temps complet s'élève à 0.4032 en 2002. Les graphiques de la section 14.1 montrent un profil d'évolution qui se rapproche davantage de celui du premier graphique de l'encadré de la section 20.1. Il n'y a donc pas de clivage entre la distribution des salaires bruts mensuels moyens des hommes et celle des femmes mais bel et bien un chevauchement générateur d'inégalité salariale.

La décomposition de l'indicateur de GINI dans le cas de la problématique du genre: (1/3)

On considère une population mère notée Q (par exemple dans notre analyse il s'agira des salariés hommes et femmes travaillant à temps plein). La population mère est composée de *n* éléments (par exemple les salaires (*y*) des hommes et des femmes) et est divisée en 2 sous populations Q_j (j = 1,2 pour homme et femme) de tailles n_j, de fonction de répartition $F_j(y)$ et de moyenne μ_j. Le vecteur de salaires bruts mensuels sur Q s'écrira:

$(y_1, y_2, y_3, y_4) = ((y_{11}, y_{12}), (y_{21}, y_{22}))$ avec y_{ij} où *i* désigne les individus et *j* le groupe

et de manière générale avec n individus et deux groupes:

$$(y_1, y_2, \ldots, y_n) = ((y_{11}, \ldots, y_{1n_1}), (y_{21}, \ldots, y_{2n_2}))$$

sur lequel on va analyser les disparités de salaires bruts mensuels. Le coefficient de GINI mesuré sur Q est donné par la formule (μ moyenne générale):

$$G = \frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{r=1}^{n}|y_i - y_r|}{2n^2\mu} .$$

A l'intérieur d'une sous population la formule de l'indice ci-dessus devient:

$$G = \frac{\sum_{i=1}^{n_j}\sum_{r=1}^{n_j}|y_i - y_r|}{2{n_j}^2\mu_j}$$ et correspond à l'indice de GINI intra-groupe.

On construit ensuite une matrice Δ notée Δ_{jh} qui représente la moyenne des valeurs absolues des différences de salaires bruts mensuels des $n_j x n_h$ combinaisons binaires d'individus appartenant à Q_j et Q_h.

$$\Delta_{jh} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j}\sum_{r=1}^{n_h}|y_{ij} - y_{hr}|}{n_j n_h}$$ et permet le calcul de l'indice de GINI inter-groupes.

Le coefficient de GINI inter-groupes permet de quantifier les inégalités de salaires bruts mensuels entre deux sous populations. Il mesure la différence de revenu espérée entre un individu tiré au hasard dans la population j et un individu tiré au hasard dans la population h. On le note:

$$G_{jh} = \frac{\Delta_{jh}}{\mu_j + \mu_h} \quad \forall\, j,h = 1,\ldots,k.$$

La matrice Δ_{jh} est en fait composée de la somme de deux éléments: la richesse économique brute (notée d_{jh}) et le moment d'ordre 1 de transvariation (avec $\mu_j > \mu_h$) et noté p_{jh}.

La décomposition de l'indicateur de GINI dans le cas de la problématique du genre: (2/3)

Le premier élément est la moyenne pondérée des différences de revenus (y_{ji} – y_{hr}) pour chaque revenu y_{ji} d'un individu membre de Q_j supérieur au revenu y_{hr} d'un individu membre de Q_h sachant que Q_j est en moyenne plus riche que le groupe Q_h.
Le second élément est la moyenne pondérée des différences de revenus (y_{hr} – y_{ji}) pour chaque revenu y_{hr} d'un individu membre de Q_h supérieur au revenu y_{ji} d'un individu membre de Q_j sachant que Q_h est en moyenne plus riche que le groupe Q_j.

Cette décomposition en deux éléments de la matrice Δ_{jh} qui est en fait la valeur maximale de la richesse économique nette permet de construire la valeur de D_{jh} qui est la richesse économique relative. Celle-ci permettra de faire apparaître les contributions nettes et de transvariation à l'inégalité totale.

La richesse économique relative D_{jh} s'écrit:

$$D_{jh} = \frac{d_{jh} - p_{jh}}{\Delta_{jh}} = \frac{d_{jh} - p_{jh}}{d_{jh} + p_{jh}}$$

Elle permet de séparer les inégalités économiques en deux composantes:

- la contribution nette à l'inégalité totale des inégalités de revenu entre Q_j et Q_h obtenue par le produit G_{jh} x D_{jh};
- la contribution des transvariation de revenu entre Q_j et Q_h obtenue par $G_{jh}(1 - D_{jh})$.

La somme de ces deux produits mesure de manière brute les inégalités de revenu entre deux sous population Q_j et Q_h.

Nous disposons à ce stade de toutes les variables nécessaires à la bonne compréhension de la décomposition de l'indice de GINI. En s'appuyant alors sur les travaux de DAGUM (1997b) on montre que l'indice de GINI calculé sur Q peut s'écrire de manière à faire apparaître les différences de revenu intra-groupes et inter-groupes. En procédant ainsi on donne alors une importance cruciale aux caractéristiques de chaque sous-groupe dans le poids de leur contribution à l'inégalité totale. Les caractéristiques de ces sous-groupes sont le pourcentage d'individus appartenant au groupe *j* dans la population mère (p_j) et le pourcentage de son revenu total dans le revenu global de la population Q (noté s_j):

$$p_j = \frac{n_j}{n} \quad s_j = \frac{n_j \mu_j}{n\mu}$$

L'indice de GINI sur la population Q peut alors s'écrire en écriture matricielle:

$$\boxed{G = p' \Phi s}$$

avec:
$\Phi_{(k,k)} = (G_{jh})_{(k,k)}$ désigne la matrice des coefficients de GINI inter-groupes (les éléments G_{jh}) et des coefficients intra-groupes (les éléments G_{jj}).

$p_{(k,1)} = (p_j)_{(k,1)}$ désigne le vecteur des proportions de population des *k* sous-populations

$s_{(k,1)} = (s_j)_{(k,1)}$ désigne le vecteur des proportions de revenu des *k* sous-populations

La décomposition de l'indicateur de GINI dans le cas de la problématique du genre: (3/3)

Pour comprendre la décomposition de l'indice de GINI nous allons exprimer sous forme additive les termes de la matrice Φ à l'aide d'un exemple ne prenant en compte que 2 sous-populations. L'écriture matricielle précédente peut se réécrire:

$$G = \begin{pmatrix} \frac{n_1}{n} & \frac{n_2}{n} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} G_{11} & G_{12} \\ G_{21} & G_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \frac{n_1 \mu_1}{n\mu} \\ \frac{n_2 \mu_2}{n\mu} \end{pmatrix}$$ ou plus simplement:

$$G = \begin{pmatrix} p_1 & p_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} G_{11} & G_{12} \\ G_{21} & G_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} s_1 \\ s_2 \end{pmatrix}$$ que l'on développe:

$$G = G_{11} p_1 s_1 + G_{21} p_2 s_1 + G_{12} p_1 s_2 + G_{22} p_2 s_2$$ que l'on regroupe ensuite:

$$G = G_{11} p_1 s_1 + G_{22} p_2 s_2 + G_{21} p_2 s_1 + G_{12} p_1 s_2$$ et en utilisant la propriété de symétrie des indicateurs inter-groupes, on en déduit la formule généralisée:

$$G = \sum_{j=1}^{k} G_{jj} p_j s_j + \sum_{j=2}^{k} \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} \left(p_j s_h + p_h s_j \right)$$ qui montre bien que l'indicateur de GINI est formé d'une composante décrivant les contributions des inégalités intra-groupes et inter-groupes brutes.

Ce dernier terme se décompose en deux autres qui a l'avantage de faire alors ressortir les inégalités inter-groupes nettes et la contribution des inégalités de revenus liées à l'intensité de la transvariation. On multiplie pour ce faire le deuxième terme par D_{jh} et par $(1 - D_{jh})$ on trouve alors:

$$G = \sum_{j=1}^{k} G_{jj} p_j s_j + \sum_{j=2}^{k} \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} D_{jh} \left(p_j s_h + p_h s_j \right) + \sum_{j=2}^{k} \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} \left(1 - D_{jh}\right)\left(p_j s_h + p_h s_j \right)$$

Le troisième terme de cette équation (que l'on notera G_t) correspond aux inégalités de transvariation, c'est-à-dire aux inégalités provenant du chevauchement des distributions de revenu ou salaire. Lorsqu'il y a chevauchement des courbes de répartition cela signifie que certains individus de la distribution la plus pauvre possèdent des revenus supérieurs aux personnes de la distribution la plus riche. Donc, l'intensité de transvariation permet de savoir si les inégalités sont générées par les hauts revenus des sous populations les plus pauvres. Dans l'analyse du genre, cela signifie qu'il existe des inégalités liées aux salaires élevés des femmes (*i.e.* appartenant à la sous population dite pauvre des femmes) supérieurs aux salaires de certains hommes (*i.e.* appartenant à la sous population dite riche des hommes). Le deuxième terme de cette équation (que l'on notera G_b) correspond aux inégalités entre les *k* sous populations issues du non chevauchement des courbes. Il mesure les disparités provenant des revenus élevés des sous populations riches (*i.e.* contribution nette des inégalités inter-groupes à l'inégalité totale). Le premier terme de cette équation (que l'on notera G_w) exprime la contribution des inégalités intra-groupes à l'inégalité totale.

L'équation fondamentale de la décomposition de l'indice de GINI peut donc s'écrire:

$$G = G_w + G_b + G_t$$

avec:

- G_w qui donne la contribution des inégalités à l'intérieur des sous-populations
- G_b qui donne la contribution nette des inégalités entre les sous-populations
- et G_t qui donne l'inégalité due à l'intensité de transvariation entre les sous-populations.

Source: Koubi et al (2005), Mussard (2003), Haag pour la démonstration de la page 122.

Résumé des sections 18 à 20

Les régressions quantiles sur le salaire brut horaire constituent le sujet du chapitre 18.

Les résultats montrent que l'influence du genre n'est pas constante à tous les points de la distribution des salaires bruts horaires. L'effet chute de près de la moitié du premier décile au neuvième décile (14.4% à 7.4%).

Les régressions interquantiles permettent également de montrer que l'effet du genre est plus important sur les salaires faibles que sur les salaires élevés. La régression du logarithme du salaire brut horaire par la méthode des moindres carrés ordinaires montre en revanche un effet sur la moyenne de 10.6% identique en tous points de la distribution.

Résultats pour la variable genre des régressions quantiles et par moindres carrés ordinaires du logarithme des salaires horaires (hommes et femmes confondus)

	MCO	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
Genre	0.1062	0.1447	0.1453	0.1098	0.0785	0.0741

Source : STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

L'étude des rendements de l'ancienneté et de l'expérience par quantiles (premier et dernier décile ainsi que les 3 quartiles) montre en particulier que sur les salaires faibles l'expérience exerce un effet positif plus important chez les femmes que chez les hommes. Pour les salaires faibles, une année d'expérience supplémentaire entraîne une augmentation du salaire horaire plus importante pour les femmes que pour les hommes.

Il existe plusieurs façons d'évaluer l'écart salarial entre hommes et femmes selon le salaire pris en compte :

Écarts salariaux moyens et médians

	Tous	Hommes	Femmes	Ecart salarial
Salaire brut mensuel moyen (temps plein)	3 720	3 939	3 168	19.60%
Salaire brut mensuel médian (temps plein)	3 117	3 268	2 814	13.90%
Salaire brut horaire moyen (temps plein et partiel)	17.87	19.09	15.45	19.10%
Salaire brut horaire médian (temps plein et partiel)	14.18	14.76	12.5	15.30%

Source: Statec, Enquête sur la Structure des Salaires, 2002

L'écart varie entre 13.9% et 19.6% selon que l'on considère les médianes ou les moyennes des salaires bruts mensuels, et entre 15.3% et 19.1% pour les salaires bruts horaires médians ou moyens.

L'objectif du chapitre 19 est d'estimer par une technique de décomposition portant sur le salaire brut horaire moyen la discrimination salariale entre hommes et femmes. La technique de décomposition utilisée est celle d'Oaxaca – Ransom (1994) qui permet une décomposition de l'écart salarial en 2 parties : une partie expliquée et une partie non-expliquée. Cette dernière peut être subdivisée en un désavantage féminin et un avantage masculin. Cette technique a été appliquée à 4 modèles différents.

Les résultats sont présentés dans le tableau synoptique suivant :

Répartition de l'écart salarial moyen pour les différents modèles

	Modèle			
	I	II	III	IV
Différence de dotations (partie expliquée)	41%	35%	34%	51%
Avantage des hommes	21%	23%	23%	17%
Désavantage des femmes	38%	42%	43%	32%
Discrimination totale	59%	65%	66%	49%

Source: Statec, Enquête sur la Structure des Salaires, 2002

Dans le modèle IV l'écart salarial entre hommes et femmes est expliqué à 51% par des différences de niveaux d'éducation, d'expérience, d'ancienneté, et d'autres variables. La discrimination salariale s'élève à 49% (32% de désavantage pour les femmes et 17% d'avantage pour les hommes).

Nous avons choisi d'appliquer strictement les hypothèses du modèle d'Oaxaca-Ransom en prenant comme norme de référence une norme non discriminatoire. Comme le montre le chapitre 3, un choix différent de la norme de référence conduit à d'autres valeurs de la partie expliquée et non-expliquée de l'écart salarial. On peut observer que les résultats de notre modèle sur base de l'enquête ESS sont convergents avec ceux du chapitre 3 sur base de l'enquête EU-SILC.
Le chapitre 20 se concentre uniquement sur les distributions des salaires mensuels des hommes et des femmes pour faire ressortir l'importance de l'inégalité de répartition de leurs salaires.

Le coefficient de Gini qui mesure l'inégalité totale sur tous les salariés de l'échantillon est de 0.28. La part principale de cette inégalité provient à 54.6% de l'inégalité salariale entre les hommes contre uniquement 6.3% entre les femmes. L'autre partie de l'inégalité totale provient à 39.2% des inégalités salariales entre hommes et femmes.

PARTIE II: LES INÉGALITÉS DE SALAIRES ET DE GENRE

Chapitre III: Analyses économétriques PSELL3/EU-SILC*

* Par Blandine LEJEALLE du CEPS/INSTEAD

21. L'écart salarial entre hommes et femmes en 2005

La grande majorité des études relatives à l'écart salarial procèdent de la même manière. Dans une première étape, elles calculent le salaire moyen des hommes et des femmes afin de mesurer l'écart de rémunération entre les deux sexes. Dans une seconde étape, elles cherchent à décomposer cet écart en deux composantes. La première est la part de cet écart qui s'explique par des effets de structure signifiant que les femmes ont proportionnellement moins souvent que les hommes les caractéristiques associées à des rémunérations élevées. Par exemple, les durées de carrière, et donc les expériences professionnelles, plus courtes des femmes, ou l'occupation d'un emploi avec peu de responsabilités, justifieraient que les femmes perçoivent des rémunérations, en moyenne, inférieures à celles des hommes. C'est la partie **expliquée** de l'écart salarial. La seconde composante est la part de l'écart salarial qui s'explique par des effets d'hétérogénéité ou de **discrimination**. L'existence de tels effets signifie, qu'à caractéristiques identiques, une femme est moins bien payée qu'un homme sans autre justification que le fait qu'elle soit une femme.

Ces études sur le *gender pay gap* se différencient généralement par le choix de la méthode statistique appliquée pour estimer l'écart de salaire et sa décomposition ainsi que par le choix de la base de données. La présente étude propose une décomposition de l'écart de salaire entre hommes et femmes utilisant la méthode classique d'Oaxaca-Blinder, plus précisément celle d'Oaxaca-Ransom, en prenant en compte le biais de sélection lié à la non-participation d'une partie des femmes au marché du travail. Elle se base sur les données de 2005 du panel EU-SILC/PSELL3 réalisé par le CEPS/INSTEAD en collaboration avec le STATEC (cf. encadré 1). L'analyse se limite aux salariés résidents du secteur privé, qui représentent environ 75% de la population résidente ayant un emploi (sont donc exclus les indépendants, les aidants familiaux, les apprentis, les fonctionnaires internationaux et nationaux et les ouvriers et employés d'Etat). La variable clef de l'analyse est le salaire horaire brut; **horaire** car le temps de travail des femmes est fréquemment inférieur à celui des hommes (la rémunération par heure permet de comparer des salaires pour une même unité de temps) et **brut** (c'est-à-dire avant prélèvement des cotisations sociales qui incombent à l'assuré et avant impôts retenus à la source mais après charges patronales) car ces éléments sont dépendants de la classe socioprofessionnelle et de la situation familiale du salarié. Dans le PSELL, le salaire horaire brut est calculé comme le rapport de la rémunération brute mensuelle du mois de l'enquête (y compris les heures supplémentaires rémunérées mais sans les primes) et du nombre d'heures prestées habituellement dans la semaine, rapporté à une base mensuelle (y compris les heures supplémentaires rémunérées habituellement prestées).

La base de données

Le PSELL (Panel Socio-Economique Liewen zu Lëtzebuerg) constitue, depuis 1985, un instrument permettant de connaître les conditions d'existence des personnes et des ménages **résidant** au Grand-Duché. Il sert à construire et à tester des indicateurs sociaux et économiques et à évaluer l'impact des politiques économiques et sociales sur les conditions d'existence de la population, notamment en matière de revenus, travail, sécurité sociale, éducation, santé, logement, transport et épargne. La collecte de données est réalisée auprès d'un échantillon représentatif des ménages du pays afin de constituer une banque de données longitudinale. Depuis le lancement du PSELL, trois panels indépendants se sont succédés. Le troisième panel a été lancé en 2003. Il concerne plus de 3500 ménages, soit environ 9500 individus. Il s'inscrit dans le programme statistique EU-SILC de l'Union Européenne destiné à connaître les revenus et conditions de vie des personnes et des ménages dans les différents Etats membres. Il est réalisé chaque année par le CEPS/INSTEAD en collaboration avec le STATEC.

En moyenne, en 2005, les hommes perçoivent un salaire horaire brut de 18,6 euros, bien supérieur à celui des femmes qui s'établit à 14,7 euros. Le salaire horaire moyen des femmes représente donc 79% du salaire horaire moyen des hommes, soit un écart moyen de 21% à l'avantage des hommes. Cet écart masque des disparités selon les caractéristiques des salariés, de l'emploi occupé ou de l'entreprise dans laquelle ils évoluent. Les statistiques descriptives des salaires horaires moyens des hommes et des femmes et le rapport salarial selon ces caractéristiques figurent en annexe I.

Pour éclairer la question de l'écart salarial entre hommes et femmes, nous présentons dans une première partie, les différents effets d'hétérogénéité que les analyses mettent en évidence. En d'autres termes, quelles sont les caractéristiques qui ne sont pas valorisées de la même façon chez les femmes et chez les hommes? Dans une deuxième partie, nous proposons une décomposition de l'écart salarial moyen entre hommes et femmes afin

d'isoler la part de discrimination vis-à-vis des femmes tout en montrant l'impact de la prise en compte du biais de sélection.

21.1 Les effets d'hétérogénéité: quand une même caractéristique est valorisée différemment pour une femme et un homme

Pour mettre en évidence les effets d'hétérogénéité, il est nécessaire d'estimer deux équations de salaire, l'une pour les femmes et la seconde pour les hommes. L'estimation de ces équations de salaire pose toutefois plusieurs problèmes dont le principal est celui dit du **biais de sélection**. En effet, l'analyse des écarts de salaire repose sur l'analyse théorique d'une confrontation de l'offre et de la demande d'emploi, elle est donc sensée s'intéresser aux salaires offerts à *l'ensemble de la population des hommes et des femmes.* Or, l'analyse des écarts de salaire ne concerne nécessairement que ceux qui exercent une activité professionnelle, et ici, plus précisément, une activité professionnelle salariée dans le secteur privé. On exclut donc tous ceux qui sont inactifs, qui sont au chômage, ou qui ne travaillent pas dans le secteur privé. Dans la mesure où ce groupe ne constitue pas un groupe aléatoire de l'ensemble de la population étudiée, il faut tenir compte d'un éventuel biais de sélection. Dans la mesure où la participation des femmes au marché du travail est très nettement inférieure à celle des hommes, il est légitime de penser que les estimations des salaires des femmes risquent d'être plus surestimées que celles des hommes si l'on ne tient pas compte du biais de sélection. A caractéristiques observables égales, les femmes qui décident de ne pas être actives seraient probablement moins bien rémunérées sur le marché du travail que celles qui ont un emploi et pour lesquelles on observe donc un salaire.

Pour contrôler ce biais de sélection, nous avons utilisé une technique d'ajustement développée par Heckman qui permet de fournir des coefficients non biaisés. Cette méthode permet d'estimer simultanément, par maximum de vraisemblance, la probabilité d'exercer une activité professionnelle et le montant du salaire horaire associé. Techniquement, l'estimation de la probabilité de participer au marché du travail qui repose essentiellement sur les mêmes caractéristiques que celles permettant l'estimation des niveaux des salaires doit prendre en compte, en plus de ces variables, au moins une variable qui intervient sur la décision d'exercer une activité professionnelle mais non pas sur la fixation du niveau de rémunération. On peut utiliser, par exemple, le niveau de revenu de l'ensemble du ménage, la situation matrimoniale ou le nombre d'enfants qui sont des éléments influençant la décision d'exercer une activité professionnelle, notamment pour les femmes, mais qui n'influencent pas le niveau de rémunération de celles et ceux qui travaillent. Dans le cas présent, la situation matrimoniale, le nombre d'enfants, le niveau de formation et la nationalité sont les variables explicatives de la décision de travailler de notre modèle.

Pour les hommes, comme pour les femmes, les éléments suivants ont un effet négatif sur la probabilité d'exercer une activité professionnelle:

- le fait d'être marié ou veuf/divorcé par rapport au fait d'être célibataire;

- le fait d'avoir un, deux mais surtout trois enfants pour les femmes (deux ou trois pour les hommes);

- le fait d'être Luxembourgeois par rapport au fait d'être étranger, que ce soit étranger originaire d'un pays de l'Union européenne des 15, d'un autre pays et plus encore par rapport au fait d'être Portugais.

Sachant que pour les femmes le test d'indépendance des équations est significativement différent de 0, cela signifie que le niveau de fixation des salaires n'est pas indépendant de la probabilité d'exercer une activité professionnelle. Il est donc nécessaire, pour l'estimation des salaires des femmes de tenir compte de ce contrôle du biais de sélection car plus les individus ont une probabilité forte de travailler, plus le revenu anticipé tiré de cette activité est important. Pour les hommes, le test n'étant pas significatif, les estimations ne sont donc pas biaisées et ne nécessitent pas d'être ajustées.

Que nous enseignent les estimations séparées des salaires? Quels sont les principaux effets d'hétérogénéité mis en évidence? Ces effets étant estimés toutes choses égales par ailleurs, il s'agit des effets nets des caractéristiques individuelles, les autres effets de structure ayant été neutralisés. La liste des variables rendant compte des différences de niveau de rémunération, ainsi que les hypothèses et références théoriques associées, sont présentées en annexe II.

Tableau 116: Équations de salaire des hommes et des femmes en 2005 corrigées de la sélection d'exercer une activité professionnelle

	Hommes		Femmes	
Variables	**Coefficient**	**P-value**	**Coefficient**	**P-value**
1. Equations de salaire (variable dépendante: logarithme du salaire horaire brut)				
Niveau de formation (réf : Niveau primaire)				
CCM/CITP	0.0457066	0.063	0.0277444	0.354
CATP	0.1111514	0.000	0.0185134	0.543
Secondaire général inférieur	0.2443217	0.000	0.1372438	0.000
Secondaire technique supérieur	0.1821093	0.000	0.1133159	0.004
Secondaire général supérieur	0.3146225	0.000	0.0970973	0.014
Bac+2/3	0.2491044	0.000	0.1698	0.000
Bac+4 et plus	0.3611843	0.000	0.3111303	0.000
Groupe de profession (réf : Ouvriers et employés non qualifiés)				
Professions supérieures	0.4475495	0.000	0.5065344	0.000
Professions intellectuelles et scientifiques/ technique	0.3734641	0.000	0.5058345	0.000
Professions intellectuelles et scientifiques/ administratif	0.1433398	0.003	0.3303013	0.000
Professions intermédiaires/ technique	0.1726751	0.000	0.3367973	0.000
Professions intermédiaires/ administratif	0.2347449	0.000	0.289197	0.000
Employés administratifs	0.0842347	0.030	0.188168	0.000
Personnels restauration/soignant	0.1230229	0.021	0.0691134	0.045
Vendeurs	-0.014751	0.796	0.0161317	0.734
Ouvriers qualifiés bâtiment	0.0185659	0.577	0.096876	0.224
Ouvriers qualifiés assemblage	-0.0126288	0.727	-0.2377502	0.000
Expérience professionnelle totale (réf : Moins de 6 ans)				
6-10 ans	0.0101581	0.738	0.0653031	0.029
11-15 ans	0.1473789	0.000	0.082055	0.007
16-20 ans	0.1900309	0.000	0.1295053	0.000
21-25 ans	0.1797608	0.000	0.1559153	0.000
26-30 ans	0.2970169	0.000	0.2059813	0.000
31 ans et plus	0.2749167	0.000	0.084369	0.044
Ancienneté dans l'entreprise (réf : Moins de 5 ans)				
5-10 ans	0.1460551	0.000	0.117012	0.000
11-20 ans	0.1466778	0.000	0.1623363	0.000
21-30 ans	0.1728151	0.000	0.1943869	0.000
31 ans et plus	0.1441613	0.000	0.2564062	0.000
Secteur d'activité de l'entreprise (réf : Secteur de l'hôtellerie-restauration)				
Industrie/agriculture	0.2395065	0.000	0.1656544	0.007
Construction	0.0840068	0.137	0.1097719	0.143
Commerce	-0.010497	0.850	0.0295472	0.562
Transport/communications	0.2150861	0.000	0.2642864	0.000
Finances	0.2755424	0.000	0.2401269	0.000
Services aux entreprises	0.0613515	0.274	0.0350467	0.465
Administration publique	0.2564168	0.000	0.2967243	0.000
Education	0.3139983	0.000	0.3176309	0.000
Santé	0.3215887	0.000	0.3044574	0.000
Autres services	0.1712736	0.003	0.2086875	0.000
Taille de l'entreprise (réf : Moins de 10 salariés)				
11-50 salariés	-0.0041987	0.840	0.067023	0.001
51-200 salariés	0.0291633	0.195	0.0576223	0.035
201-1000 salariés	0.0436602	0.058	0.0864435	0.001
Plus de 1000 salariés	0.1135134	0.000	0.0970215	0.009
Nationalité (réf : Luxembourgeois)				
Portugais	-0.0379032	0.194	-0.021753	0.506
Etrangers Union Européenne des 15	0.0048772	0.816	-0.0800284	0.001
Autres nationalités	-0.1295626	0.004	-0.056112	0.127
Utilisation d'un ordinateur (réf : non)				
Utilise régulièrement un ordinateur	0.1316729	0.000	0.1694966	0.000
Avantages en nature (réf : non)				
Bénéficie d'avantages en nature	0.1479743	0.000	0.0691968	0.145
Type de contrat de travail (réf : Contrat à Durée Indéterminée)				
Contrat de travail à Durée Déterminée	-0.1912987	0.000	-0.0713325	0.024
Prestation régulière d'heures supplémentaires rémunérées (réf : non)				
Effectue des heures supplémentaires	-0.0924327	0.000	-0.0002517	0.993
Constante	1.984929	0.000	1.801238	0.000
N	1294		954	

	Hommes		Femmes	
Variables	**Coefficient**	**P-value**	**Coefficient**	**P-value**
2. Equations de sélection (variable dépendante: appartenance à l'échantillon de travailleur du secteur privé ou non)				
Situation matrimoniale (réf : Célibataire)				
Marié	-0.8176526	0.000	-0.5938313	0.000
Veuf/divorcé	-0.909024	0.000	-0.5706689	0.000
Nombre d'enfants (réf : 0 enfant)				
A un enfant	-0.0004745	0.997	-0.2645101	0.007
A 2 enfants	-0.2497736	0.026	-0.372057	0.000
A 3 enfants	-0.3446462	0.004	-0.8760372	0.000
Niveau de formation (réf : Niveau primaire)				
CCM/CITP	0.1327542	0.216	0.212329	0.025
CATP	0.2743785	0.007	0.3217456	0.001
Secondaire général inférieur	0.0857716	0.630	0.0713383	0.571
Secondaire technique supérieur	0.1390726	0.289	0.1872124	0.165
Secondaire général supérieur	0.0030918	0.983	-0.1435723	0.251
Bac+2/3	-0.0276539	0.866	0.2294467	0.076
Bac+4 et plus	0.2540075	0.043	0.1567389	0.225
Nationalité (réf : Luxembourgeois)				
Portugais	1.875697	0.000	1.606137	0.000
Etrangers Union Européenne des 15	0.6049693	0.000	0.2579765	0.001
Autres nationalités	0.775635	0.000	0.8499833	0.000
Utilisation d'un ordinateur (réf : non)				
Utilise régulièrement un ordinateur	1.372537	0.000	0.9405732	0.000
Constante	-0.0445858	0.678	-0.2345739	0.018
N	2192		2467	
Lambda	0.0425337		0.0779437	
Test d'indépendance des équations (rho=0)	0.1667536	0.1552	0.3135711	0.005

Source : PSELL3 – 2005 – CEPS/INSTEAD

Guide de lecture : Les femmes exerçant des professions dites supérieures perçoivent, toutes choses égales par ailleurs, des rémunérations horaires plus élevées que les ouvrières et employées non qualifiées de plus de 66%, c'est-à-dire ($e^{0,5065}$ - 1) * 100.

Pour les hommes, comme pour les femmes, par rapport aux salariés n'ayant pas dépassé le niveau primaire, les salariés ayant un **niveau de formation** supérieur sont toujours mieux rémunérés – exception faite des titulaires d'un CCM/CITP pour les hommes et d'un CCM/CITP et d'un CATP pour les femmes. En effet, ces diplômes procurent une rémunération d'un montant équivalent à celle obtenue avec un niveau de formation ne dépassant pas le primaire. En termes d'écart, les hommes détenteurs d'un diplôme supérieur à Bac+4 gagnent, toutes choses égales par ailleurs, 43% de plus que les hommes n'ayant pas dépassé le niveau primaire. Les femmes ayant un tel diplôme perçoivent 36% de plus que les femmes n'ayant pas dépassé le niveau primaire.

Pour les deux sexes, les rendements liés à **l'expérience professionnelle totale** sont significativement croissants à partir de 11 ans d'expérience totale et ce jusqu'à 30 ans d'expérience. Au-delà, l'expérience est toujours payante mais avec une moindre rentabilité par rapport à ceux qui ont entre 26 et 30 ans d'expérience professionnelle totale. Cette baisse de rendement est particulièrement forte pour les femmes, moindre pour les hommes.

L'ancienneté dans l'entreprise est également un élément ayant un effet positif sur le niveau de salaire des femmes. Plus elles ont d'ancienneté dans l'entreprise dans laquelle elles travaillent, plus leur niveau de salaire est élevé: 29% de plus pour celles en fin de carrière que pour celles en début de carrière. Chez les hommes, à partir de 5 ans d'ancienneté, les rémunérations sont certes plus élevées mais au-delà l'augmentation est constante.

Les hommes ouvriers qualifiés et les vendeurs ne perçoivent pas, toutes choses égales par ailleurs, des rémunérations horaires plus élevées que les hommes ouvriers et employés non qualifiés. En revanche, toutes les autres **professions** ont des rémunérations significativement plus élevées et notamment les salariés exerçant des professions dites supérieures puisque les hommes concernés ont des salaires 56% plus élevés que les ouvriers et employés non qualifiés. Chez les femmes, le phénomène est similaire avec toutefois des ouvrières de l'assemblage – certes peu nombreuses – qui perçoivent des rémunérations horaires inférieures à celles des employées et ouvrières non qualifiées.

Par rapport au **secteur** de l'hôtellerie/restauration qui est, en moyenne, le secteur le moins rémunérateur du marché, les hommes qui travaillent dans la construction, le commerce et les services aux entreprises perçoivent, toutes choses égales par ailleurs, des rémunérations équivalentes. En revanche, le secteur des transports/communications, de l'industrie, de l'administration publique, des finances, de l'éducation et de la santé fournissent, toutes choses égales par ailleurs, des rémunérations supérieures. Le phénomène est le même pour les femmes.

Pour les femmes, plus la **taille de l'entreprise** est importante, plus les gains horaires sont élevés. Dès que l'entreprise emploie plus de 10 salariés, les gains des femmes y travaillant sont plus élevés que dans ces petites entreprises. Pour les hommes, ce gain de rémunération devient significatif à partir de 200 salariés; avant, quelle que soit la taille, les rémunérations ne sont ni plus, ni moins élevées.

D'autres éléments qui renseignent sur le type de métier exercé comme **l'utilisation d'un ordinateur** ou le fait de bénéficier **d'avantages en nature** sont liés positivement avec le niveau des salaires pour les hommes (uniquement l'utilisation d'un ordinateur pour les femmes).

Par ailleurs, le fait d'avoir signé un **contrat à durée déterminée** ou d'effectuer des **heures supplémentaires** sont des caractéristiques qui illustrent des emplois moins rémunérés pour les hommes (uniquement l'exercice d'un emploi sous CDD pour les femmes).

Enfin, toutes choses égales par ailleurs, les Portugais et les Portugaises ne perçoivent pas des rémunérations horaires inférieures à celles des Luxembourgeois(es), contrairement à ce que laissait toutefois supposer l'observation des salaires moyens selon les **nationalités**. Les niveaux de rémunérations des uns et des autres sont donc liés à leurs caractéristiques propres et à leurs caractéristiques d'emploi. En revanche, il reste une différence non expliquée par ces caractéristiques entre les hommes luxembourgeois et leurs homologues étrangers originaires d'un pays hors Union européenne des 15 – en faveur des Luxembourgeois – ainsi qu'entre les Luxembourgeoises et les étrangères de l'Union européenne des 15.

21.2 Décomposition de l'écart de salaire selon la méthode d'Oaxaca-Ransom

La méthode d'Oaxaca-Ransom se base sur la méthode de décomposition d'origine d'Oaxaca-Blinder qui permet de décomposer l'écart de salaire moyen entre hommes et femmes en deux composantes: une partie expliquée par des effets de structure (différences de productivité entre hommes et femmes) et une partie inexpliquée par les effets de structure, c'est-à-dire une partie qui montre que les femmes et les hommes ayant la même productivité ne sont pas rémunérés de la même façon (c'est-à-dire qu'il existe une discrimination entre hommes et femmes).

Notons que la correction du biais de sélection a pour conséquence d'augmenter l'estimation de l'écart salarial entre hommes et femmes car elle diminue l'estimation du niveau de salaire des femmes. **L'écart brut moyen entre hommes et femmes, qui était d'environ 21% sur l'ensemble des actifs observés, est de 27% si on tient compte de ce biais de sélection.**

Pour décomposer l'écart de salaire on part des **estimations séparées des salaires horaires bruts moyens** (en logarithme) pour les hommes et les femmes tels que:

$$\ln (W_h) = \alpha_h + \beta_h X_h + \varepsilon$$

$$\ln (W_f) = \alpha_f + \beta_f X_f + \varepsilon$$

avec: h et f les indices relatifs aux hommes et aux femmes

W le salaire horaire brut

α les constantes

β les rendements des caractéristiques X

X les caractéristiques permettant de mesurer la productivité du travail

et ε le terme d'erreur

On estime alors **l'écart de salaire** entre hommes et femmes avec $\bar{W}$ et $\bar{X}$, les moyennes respectives des salaires et des caractéristiques permettant de mesurer la productivité du travail:

$\ln(\bar{W}_h) - \ln(\bar{W}_f) \quad = \beta_h \bar{X}_h - \beta_f \bar{X}_f$

qui, après ajustements, et selon la méthode exposée par Oaxaca-Ransom, est équivalent à:

$= (\beta_h - \beta^*) \bar{X}_h \quad + \quad (\beta^* - \beta_f) \bar{X}_f \quad + \quad \beta^* (\bar{X}_h - \bar{X}_f)$

où:

β* représente le vecteur de coefficients des caractéristiques des salariés qui existeraient dans l'hypothèse où il n'y aurait pas de discrimination sur le marché du travail;

et dans ce cas:

$(\beta_h - \beta^*) \bar{X}_h$ représente l'avantage dont bénéficient les hommes sur le marché du travail,

$(\beta^* - \beta_f) \bar{X}_f$ représente le désavantage dont sont pénalisées les femmes,

et $\beta^* (\bar{X}_h - \bar{X}_f)$ représente la part de l'écart lié aux différences de structure entre hommes et femmes.

Implicitement, d'un point de vue théorique, on estime que certains groupes sont discriminés négativement mais également que d'autres sont discriminés positivement. Il faut alors décider quelle est la structure de référence non discriminatoire sur le marché du travail, structure sur laquelle on se base pour montrer qu'il y a éventuellement discrimination. Pendant longtemps, les premières études sur le sujet ont utilisé le modèle masculin comme modèle de référence non discriminatoire. Depuis, des modèles utilisant des structures "intermédiaires" construites sur un modèle fictif situé entre le modèle masculin et féminin ont été utilisés. Dans notre étude, le choix de cette référence est loin d'être anodin car les résultats et notamment la part de la discrimination varient de façon importante selon les différentes structures de référence.

Selon les structures de référence choisies, les résultats de la décomposition d'Oaxaca-Ransom sont les suivants. La part de l'écart expliqué dans l'ensemble de l'écart varie de 14% à 54%:

- 14% si la structure de référence est celle des femmes;
- 21% si la structure de référence est une structure moyenne des hommes et des femmes;
- 28% si la structure de référence est celle des hommes;
- 54% si la structure de référence est une structure pondérée intermédiaire des hommes et des femmes.

Autrement dit, à partir d'un écart moyen de 27%, **l'écart résiduel inexpliqué** par les caractéristiques individuelles (ou la part de discrimination) varie de 12% à 23%:

- 23% si la structure de référence est celle des femmes;
- 21% si la structure de référence est une structure moyenne des hommes et des femmes;
- 19% si la structure de référence est celle des hommes;
- 12% si la structure de référence est une structure pondérée intermédiaire des hommes et des femmes.

Tableau 117: Décomposition de l'écart de salaire entre hommes et femmes en 2005 avec correction du biais de sélection

	$Ln(\overline{W}_h) - ln(\overline{W}_f)$			$\overline{W}_h - \overline{W}_f$
	Coefficient	**P-value**	**en %**	**Coefficient**
Ecart de salaire moyen	0,2366665	0,000	100%	0,2670185
Décomposition en 3 composantes :				
Caractéristiques	0,032728	0,243	13,8%	0,03326945
Valorisation	0,1712097	0,000	72,3%	0,18673958
Interaction	0,0327287	0,227	13,8%	0,03327018
Décomposition en 2 composantes :				
Si structure de référence = Hommes				
Ecart expliqué	0,0654568	0,001	27,7%	0,06764661
Ecart inexpliqué	0,1712097	0,000	72,3%	0,18673958
Si structure de référence = Structure moyenne				
Ecart expliqué	0,0490924	0,014	20,7%	0,0503174
Ecart inexpliqué	0,1875741	0,000	79,3%	0,20631963
Si structure de référence = Femmes				
Ecart expliqué	0,032728	0,243	13,8%	0,03326945
Ecart inexpliqué	0,2039385	0,000	86,2%	0,22622274
Si structure de référence = pooled				
Ecart expliqué	0,1270661	0,000	53,7%	0,13549207
Ecart inexpliqué	0,1096004	0,000	46,3%	0,11583209

Source : PSELL3 – 2005 – CEPS/INSTEAD

Calculs effectués avec le logiciel STATA.

Guide de lecture: L'écart logarithmique de salaire entre hommes et femmes est de 23,7%, ce qui signifie un écart brut moyen de 26,7% en faveur des hommes. Si on considère la structure intermédiaire pondérée ("pooled") comme la structure de référence, l'écart logarithmique de 23,7% s'explique pour 53,7% par les caractéristiques des unes et des autres, mais 46,3% de cet écart reste inexpliqué ; il reste donc 10,96% d'écart entre hommes et femmes inexpliqué ; cet écart inexpliqué est de 11,6% en rapport salarial brut.

Notre choix de la structure de référence s'est porté sur la dernière structure de référence intermédiaire pour plusieurs raisons:

- une structure de référence féminine au Luxembourg où le taux d'emploi féminin est relativement peu élevé est peu adaptée;

- une structure de référence masculine dans un pays où certains métiers sont fortement sexués tant du côté des emplois masculins que féminins est également une conception éloignée de la réalité du marché luxembourgeois;

- les analyses récentes sur le sujet ont opté plus fréquemment pour cette structure de référence intermédiaire.

En résumé, en tenant compte du biais de sélection des inactifs, l'écart moyen brut entre hommes et femmes est donc d'environ 27 points de pourcentage et 54% de cet écart est expliqué par les caractéristiques des individus pour 46% qui ne l'est pas. **L'écart inexpliqué par les caractéristiques et que l'on considère comme de la discrimination pure atteint donc 12 points de pourcentage.**

Comme nous l'avons souligné, la prise en compte du biais de sélection chez les femmes a pour effet d'augmenter l'estimation de l'écart de salaire entre hommes et femmes puisqu'il passe de 21% à 27%. Quelles que soient les structures de référence sélectionnées, la prise en compte du biais de sélection a pour effet d'augmenter, à la fois, la part de l'écart inexpliqué par les caractéristiques observées et la part de l'écart expliqué. Par exemple, si on retient la structure de référence intermédiaire, l'écart résiduel inexpliqué passe de 9% à 12%. Et la part de l'écart expliqué augmente également de 12% à 14%.

Tableau 118: Décomposition de l'écart de salaire entre hommes et femmes en 2005 sans correction du biais de sélection

			Ln $(\bar{W}_h)$ - ln$(\bar{W}_f)$	$\bar{W}_h - \bar{W}_f$
	Coefficient	**P-value**	**en %**	**Coefficient**
Ecart de salaire moyen	0,201302	0,000	100%	0,22299406
Décomposition en 3 composantes :				
Caractéristiques	0,0268713	0,363	13,3%	0,02723559
Valorisation	0,1372702	0,000	68,2%	0,14713806
Interaction	0,0371605	0,194	18,5%	0,03785958
Décomposition en 2 composantes :				
Si structure de référence = Hommes				
Ecart expliqué	0,0640318	0,001	31,8%	0,0661263
Ecart inexpliqué	0,1372702	0,000	**68,2%**	0,14713806
Si structure de référence = Structure moyenne				
Ecart expliqué	0,0454515	0,029	22,6%	0,04650025
Ecart inexpliqué	0,1558505	0,000	**77,4%**	0,16865148
Si structure de référence = Femmes				
Ecart expliqué	0,0268713	0,363	13,3%	0,02723559
Ecart inexpliqué	0,1744307	0,000	**86,7%**	0,19056823
Si structure de référence = pooled				
Ecart expliqué	0,1124511	0,000	55,9%	0,11901754
Ecart inexpliqué	**0,0888509**	0,000	**44,1%**	0,09291769

Source : PSELL3 – 2005 – CEPS/INSTEAD

Calculs effectués avec le logiciel STATA.

Références

Partie I

- Ruth EMEREK, Hugo FIGUEIREDO, Pilar GONZÁLEZ, Lena GON!AS, Jill RUBERY ' Indicators on Gender Segregation' 2003

- Catherine HAKIM 'Theoretical measurement issues in the analysis of occupational segregation' Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung No 188 1996

Partie II – Chapitre II

ATKINSON, A. B. (1970), "On the measurement of inequality", *American Sociological Review*, 43, pp. 865-80.

BLINDER A.S., (1973), « Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates », *The Journal of Human Resources*, vol. 8, n° 4, PP. 436-455.

BUCHINSKY, M. (1998), « Recent Advances in Quantile Regression Models: A Practical Guideline for Empirical Research », *The Journal of Human Resources*, Winter, 33(1), PP. 88-126.

CADE, B.S ET NOON, B. R. (2003), « A Gentle Introduction to Quantile Regression for Ecologists », *Frontiers in Ecology and Environment*, 1(18), PP. 412-420.

DAGUM C., (1960), "Teoria de la transvariacion, sus aplicaciones a la economia", *Metron*, vol XX, pp 1-206.

DAGUM C., (1961), "Transvariacion en la hipotesis de variables aleatorias normales multidimensionales", *Proceedings of the International Statistical Institute*, vol. 38, Book 4, pp 473-486, Tokyo.

DAGUM C., (1977), "A New Model of Personal Income Distribution: Specification and Estimation", *Economie Appliquée*, Tome XXX(3), pp 413-436.

DAGUM C., (1980), "Inequality Measures Between Income Distributions with Applications", *Econometrica*, vol 48(7), pp 1791-1803.

DAGUM C., (1987), "Measuring the Economic Affluence Between Populations of Income Receivers", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol 5(1), pp 5-12.

DAGUM C., (1997*a*), "A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio", *Empirical Economics*, vol 22(4), pp 515-531.

DAGUM C., (1997*b*), "Decomposition and Interpretation of Gini and the Generalized Entropy Inequality Measures", *Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section, 157th Meeting*, pp 200-205.

DAGUM C., (1998), "Fondements de bien-être social et décomposition des mesures d'inégalité dans la répartition du revenue", *Economie Appliquée*, Tome L1, n°4, pp 151-202.

DAGUM C., MUSSARD S., SEYTE F. et TERRAZA M., *Programme pour la décomposition de l'indicateur de Gini*, http://www.lameta.univ-montp1.fr/online/gini.html, 2003.

DAGUM C., *Transvariazione fra più di due distribuzioni, In: Gini, C.(ed.)* *Memorie di metodologia statistica*, Vol II, Libreria Goliardica, Roma, 1959.

DALTON, H. (1920), "Measurement of the inequality of income", *The Economic Journal*, 30, pp. 348-61.

DOERINGER, P.B., PIORE, M.J., Internal Labor Markets and Manpower Analysis, Mass., Lexington Books, 214 pages, 1971.

GARCIA, J., HERNANDEZ, P. J. ET LOPEZ-NICOLAS, A. (2001), « How Wide is the Gap? An Investigation of Gender Wages Differences Using Quantile Regression », *Empirical Economics*, 26, PP. 58-68

GINI, C. (1916), "Il concetto di transvariazione e le sue prime applicazioni", *Giornale degli Economisti e Rivista di Statistica*, in Gini, C. (eds.) (1959), pp. 21-44.

GINI, C. (1921), "Measurement of Inequality of Incomes", *The Economic Journal*, 31, pp. 124-126.

GINI, C., "Variabilitá e mutabilita: contributo allo studio delle distribuzioni e relazioni stastistiche", Studi Economico-Giuridici dell' Universitá di Cagliari vol.3, partie 2, pp. 1-158, 1912. Réimprimé dans Memorie di metodologia statistica (E. Pizetti et T. Salvemini. Ed.) Rome: Libreria Eredi Virgilio Veschi, 1955). Traduction anglaise dans Metron, 2005, vol.63, n°1, pp. 1-38.

HOGG, R. (1975), « Estimates of Percentile Regression Lines Using Salary Data », *Journal of the American Statistical Association*, Mars, 70(349), PP. 56-59.3

KOENKER, R. ET BASSET, G. (1978), « Regression Quantiles », *Econometrica*, Janvier, 46(1), PP. 33-50.

KOENKER, R. ET BASSET, G. (1982), « Robust Test for Heteroscedasticity Based on Regression Quantiles », *Econometrica*, 50(1): 43-61.

KOENKER, R. ET HALLOCK, K. F. (2001), « Quantile Regression: an Introduction », *Econometrica*, Janvier, 46(1), PP. 33-50.

KOENKER, R. ET MACHADO, A. F. (1999), « Goodness of Fit and Related Inference Processes for Quantile Regression », *Journal of the American Statistical Association*, Décembre, 94(448), pp. 1296-1310.

LORENZ, M. O. (1905), "Methods for measuring the concentration of wealth", *American Statistical Association*, 9, pp. 209-219.

MAKDISSI, P., MUSSARD, S. (2006), "Decomposition of s-Concentration Curves", IRISS working papers, n°64, 2006-09, Ceps-Instead.

Mc DONALD I, SOLOW R., (1981), "Wage Bargaining and Employment", *American Economic review,* vol.71, n°5, pp. 886-908.

MUNZI, T., SMEEDING, T., (2006), « Conditions of Social Vulnerability, Work and Low Income, Evidence for Spain in Comparative Perspective », LIS working paper n°448, June 2006.

MUSSARD, S. (2004), "The bidimensional decomposition of the Gini ratio. A case study: Italy", *Applied Economics Letters*, 11, pp. 503-505.

MUSSARD, S., SEYTE, F., TERRAZA, M., (2002), "Dynamique salariale en Languedoc Roussillon", Conseil Régional, Montpellier.

MUSSARD, S., SEYTE, F., TERRAZA, M., (2003), "Decomposition of Gini and the Generalized Entropy Inequality Measures", Economics Bulletin, 4(7), pp-1-6.

OAXACA R.L., (1973), « Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Market », *International Economic Review*, vol. 14, n°3, pp. 693-709.

OAXACA R.L., RANSOM, M.R. (1994), « On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials », *Journal of Econometrics*, vol. 61, n°1, pp. 5-21.

PONTHIEUX, S., MEURS, D., (2004), "Les écarts de salaires entre les femmes et les hommes en Europe: Effets de structures ou discrimination?", Revue de l'OFCE, 90, juillet, pp. 153-192.

PONTHIEUX, S., MEURS, D., (2006), "L'écart entre les femmes et les hommes peut-il encore baisser?", Economie et Statistique, Insee, n° 398-399, pp. 99-129.

PYATT, G. (1976) "On the interpretation and disaggregation of Gini coefficients". *Economics Journal*, 86, pp. 243-255.

RAO V.M., (1969) "Two Decompositions of Concentration Ratio", *Journal of the Royal Statistical Society*, Séries A 132, pp 418-425.

REIMERS C. (1983), « Labor Market discrimination Against Hispanics and Black Men », *Review of Economic and Statistics*, vol. 65, n°4, pp.570-579.

SHAKED, A., SUTTON, J., (1984), "Involuntary Unemployment As a Perfect Equilibrium in a Bargaining Model." *Econometrica*, vol.52, n°6, pp. 1351-1364.

SHORROCKS A. F., (1980) "The Class of Additively Decomposable Inequality Measures", *Econometrica*, vol 48, pp 613-625.

SHORROCKS A. F., (1982) "Inequality Decomposition by Factor Components", *Econometrica*, vol 48, pp 613-625.

SILBER J., (1989) "Factor Components, Population Subgroups and the Computation of the Gini Index of Inequality", *Review of Economics and Statistics*, vol 71, pp 107-115.

SILBER, J., (1993) "Inequality Decomposition by Income Source: a Note", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 75, pp. 545-547.

SOLOW, R., (1985) "Insider and outsider in wage Determination", *Scandinavian Journal of Economics*, vol.87, n°2, pp. 411-428.

SOLTOW, L., (1960), "The Distribution of Income Related to Changes in the Distribution of Education, Age and Occupation", Review of Economics and Statistics, Vol. 42, pp. 450-453.

THEIL H., Economics and Information Theory, North-Holland Publishing Company, Amsterdam, 1967.

YAO, S., (1999), "On the decomposition of Gini coefficients by population class and income source: a spreadsheet approach and application". *Applied Economics*, 31, pp. 1249-1264.

Partie II – Chapitre III

BLINDER, A, *Wage discrimination: reduced form and structural estimates*, The Journal of Human Resources, 8(4), 436-455, 1973

COUPPIE, T, DUPRAY, A, MOULLET, S, *Wage discrimination between young men and women: do occupational segregation and education matter?* Transition in Youth Workshop, CEREQ

DUPRAY, A, MOULLET, S, *Femmes à l'entrée du marché du travail: un retard salarial en partie inexpliqué*, Notes Emploi Formation n°12, 2004, CEREQ

FORTIN, N, *Greed, altruism and the gender wage gap*, 2006, Department of Econometrics, University of Bristish Columbia

GOSSE, M, The gender pay gap in the New Zealand Public Service, 2002, Working paper n°15, State Services Commission

GRIMSHAW, D, RUBERY, J, *The adjusted gender pay gap: a critical appraisal of standard decomposition techniques*, Report of the Group of Experts on Gender and Employment commissioned by the Equal Opportunities nit in the European Commission, 2002, EWERC

HECKMAN, J, *Sample Selection Bias as Specification Error*, Econometrica, 47(1), 153-161, 1979

LEJEALLE, B, *Les différences salariales en 1995*, PSELL n°124, CEPS/INSTEAD, 2001

LEJEALLE, B, *A travail égal, salaire égal?* Population et Emploi, CEPS/INSTEAD 2000

LEJEALLE, B, *Les écarts de salaire entre hommes et femmes en 2000*, Document de recherche, CEPS/INSTEAD, 2002

MANAFI, I, *An analysis of gender wage differentials in Sweden and Finland in 1995*, Working paper n°239, Luxembourg Income Study, 2000

OAXACA, R, *Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets*, International Economic Review, 14(3), 693-709, 1973

OAXACA, R, RANSOM, M, *On discrimination and the decomposition of wage differentials*, Journal of Econometrics 61 (1994)

SISSOKO, S, *Les disparités salariales entre hommes et femmes en Europe*, 2003, Université Libre de Bruxelles

Annexe 1: Régression logistique binaire

La régression logistique binaire est une méthode statistique utilisée en modélisation. Elle est appliquée lorsque la variable à expliquer (ou dépendante) Y est qualitative et ne peut prendre que deux valeurs possibles. Dans le présent rapport, ce sera p.ex. 'avoir un emploi' et 'ne pas avoir un emploi'. On parle aussi de variable dichotomique pouvant prendre les deux valeurs 0 et 1.

1 si la personne a un emploi

0 si la personne n'a pas d'emploi

Plutôt que de modéliser la variable à expliquer Y directement (c.-à-d. estimer la valeur attendue de Y pour une certaine combinaison de variables explicatives X) on estime la probabilité que Y = 1. L'idée est qu'il sera possible de prédire à l'aide de variables explicatives comme l'âge, le sexe, le niveau d'instruction ou la nationalité l'appartenance à la catégorie 'a un emploi' pour un nombre aussi élevé que possible d'individus de l'univers étudié.

Parmi les différentes modalités des variables explicatives, on peut choisir des modalités ou catégories de référence. Les autres modalités sont alors situées par rapport à cette dernière. Ainsi, pour la variable nationalité, ce seront les autochtones qui seront la catégorie de référence. Les résultats de la régression logistique montreront si la probabilité d'avoir un emploi est plus élevée ou, au contraire, plus faible pour les ressortissants des différentes nationalités étrangères considérées.

Dans les tableaux présentés figurent deux valeurs: le coefficient ainsi que le rapport de chances (odds ratio en anglais). Le premier permet de voir si la probabilité est supérieure (valeur positive) ou inférieure (valeur négative) à celle de la catégorie de référence. En comparant les valeurs obtenues pour les différentes nationalités, il est possible d'établir une sorte de classement par référence aux nationaux. Mais ce coefficient ne donne pas directement la probabilité qui, par définition, ne peut être comprise qu'entre 0 et 1. Cette probabilité ne peut, en fait, être calculée qu'en utilisant l'ensemble des coefficients ainsi que le terme constant et ceci pour des valeurs précises des différentes modalités des variables explicatives.

Des exemples de calculs sont illustrés ci-après[1].

[1] Les développements suivants sont basés sur une présentation de Marcel ERLINGHAGEN 'Die binäre Logistische Regression- ein vielseitiges und robustes Analyseinstrument sozialwissenschaftlicher Forschung' Gelsenkirchen, Oktober 2003.

Interprétation des rapports des chances (Odd Ratios)

Régression logistique - Participation à la vie active entre 25 et 54 ans

	Coefficient	Erreur standard		Rapport des chances
AGE	**0.279**	**0.008**	**	**1.322**
AGE2	**-0.004**	**0.000**	**	**0.996**
GENRE	**-2.034**	**0.017**	**	**0.131**
PAYS de NAISSANCE et ÂGE à L'IMMIGRATION	**0.034**	**0.027**		**1.035**
NIVEAU d'INSTRUCTION				
Secondaire inférieur	**0.516**	**0.021**	**	**1.675**
Secondaire supérieur	**1.089**	**0.024**	**	**2.971**
Tertiaire	**1.624**	**0.027**	**	**5.075**
NATIONALITÉ				
Belges	**0.128**	**0.044**	*	**1.137**
Français(es)	**-0.085**	**0.036**		**0.918**
Allemand(e)s	**-0.447**	**0.041**	**	**0.640**
Italien(ne)s	**0.012**	**0.038**		**1.013**
Portugais(es)	**0.759**	**0.033**	**	**2.135**
Autre UE15	**-0.064**	**0.042**	*	**0.938**
UE10	**0.021**	**0.077**		**1.022**
Autre	**-0.742**	**0.038**	**	**0.476**
Constante	**-2.566**	**0.158**	**	**0.077**
Pseudo R2 de Nagelkerke	**0.237**			

Rapport des chances < 0.5
Un homme a 663% (((1/0.131)-1)*100) plus de chances de participer à la vie active qu'une femme

Rapport des chances > 1
Une personne ayant achevé le niveau d'enseignement tertiaire a 407% ((5.075-1)*100) plus de chances de participer à la vie active qu'une personne n'ayant pas dépassé le primaire Luxembourg ou arrivé avant l'âge de 6 ans

0.5 < Rapport des chances < 1
Une personne allemande a 56% 1/0.640)-1)*100) moins de chances de participer à la vie active qu'une personne de nationalité luxembougeoise.

Source: STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006
Catégories de référence
Genre : Masculin
Pays de naissance et âge à l'immigration : Né(e) au Luxembourg ou arrivé(e) avant 6 ans
Niveau d'instruction: Primaire
Nationalité: Nationaux

Coefficients de régression
** coefficients significatifs à p < 0.001
* coefficients significatifs à p < 0.05

Exemple de calcul de probabilité

	Coefficient	Erreur standard		Rapport des chances
AGE	0.279	0.008	**	1.322
AGE2	-0.004	0.000	**	0.996
GENRE	-2.034	0.017	**	0.131
PAYS de NAISSANCE et ÂGE à L'IMMIGRATION	0.034	0.027		1.035
NIVEAU d'INSTRUCTION				
Secondaire inférieur	0.516	0.021	**	1.675
Secondaire supérieur	1.089	0.024	**	2.971
Tertiaire	1.624	0.027	**	5.075
NATIONALITÉ				
Belges	0.128	0.044	*	1.137
Français	-0.085	0.036		0.918
Allemands	-0.447	0.041	**	0.640
Italiens	0.012	0.038		1.013
Portugais	0.759	0.033	**	2.135
Autre UE15	-0.064	0.042	*	0.938
UE10	0.021	0.077		1.022
Autre	-0.742	0.038	**	0.476
Constante	-2.566	0.158	**	0.077
Pseudo R2 de Nagelkerke	0.237			

Source : STATEC, Enquête sur les forces de travail 2006

Catégories de référence

Genre : Masculin

Pays de naissance et âge à l'immigration : Né(e) au Luxembourg ou arrivé(e) avant 6 ans

Niveau d'instruction : Primaire
Nationalité : Nationaux

Coefficients de régression
** coefficients significatifs à $p < 0.001$
* coefficients significatifs à $p < 0.05$

Comparaison de la probabilité de participer à la vie active:

d'une femme luxembourgeoise de 45 ans, née au Grand-Duché, ayant achevé le secondaire inférieur:

Constante:		- 2.566
+ Age:	45 * 0.279	= + 12.55
+ Age$^{2:}$	2 025*(-0.004)	= - 8.1
+ Sexe:		- 2.034
+ enseignement sec. inférieur		+ 0.516
		0.3710

$\Rightarrow e^{0.3710} = 1.4492$
$\Rightarrow P = e^{z} / (1+e^{z})$
$= 1.4492 / 2.4492 = 0.59$

avec celle d'un homme ayant les mêmes caractéristiques:

Constante:			- 2.566
+ Age:	45 * 0.279	=	+ 12.55
+ $Age^{2:}$	2 025*(-0.004)	=	- 8.1
+ enseignement sec. inférieur		+ 0.516	
		2.40	

$\Rightarrow e^{2.4} = 11.0232$

$\Rightarrow P = e^{z} / (1+e^{z})$

$= 11.0232 / 12.0232 = 0.92$

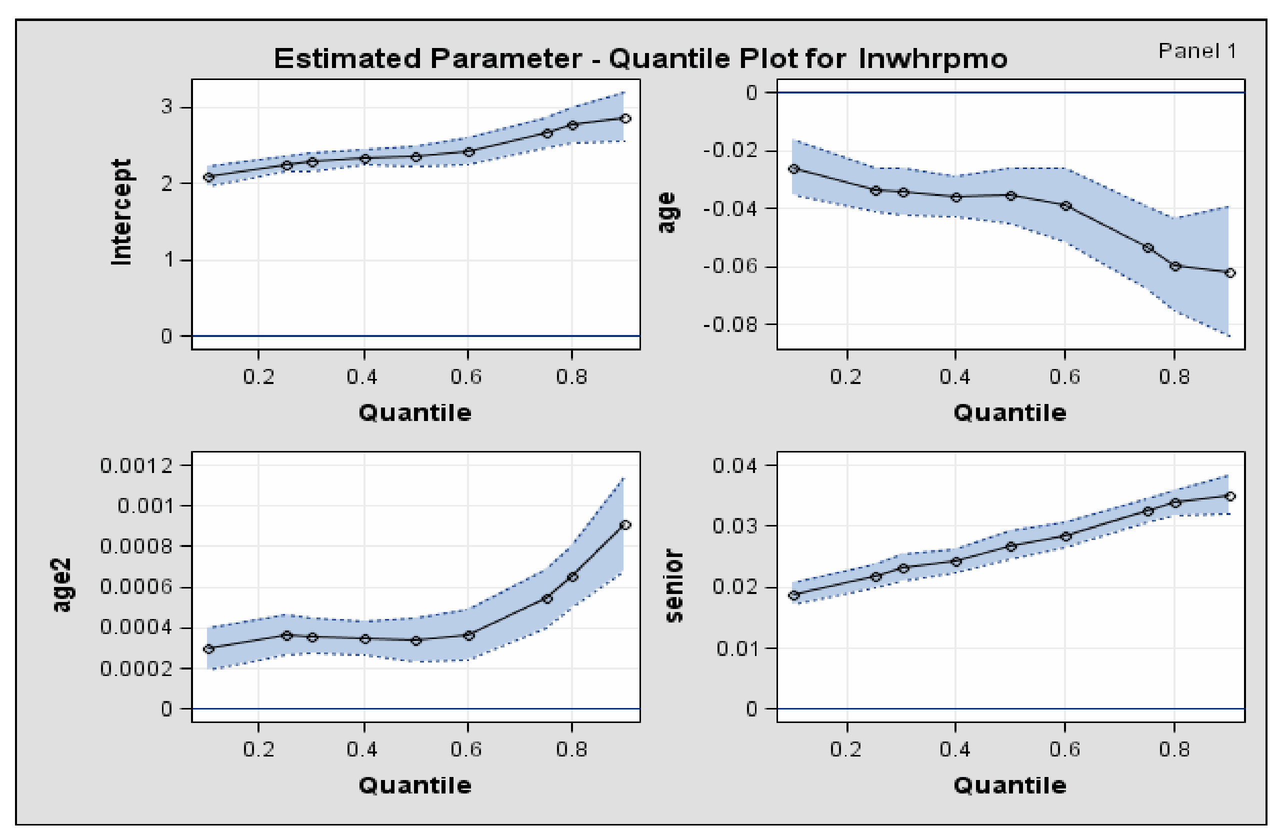
Annexe 2: Liste des variables de la partie B du questionnaire de l'enquête ESS 2002

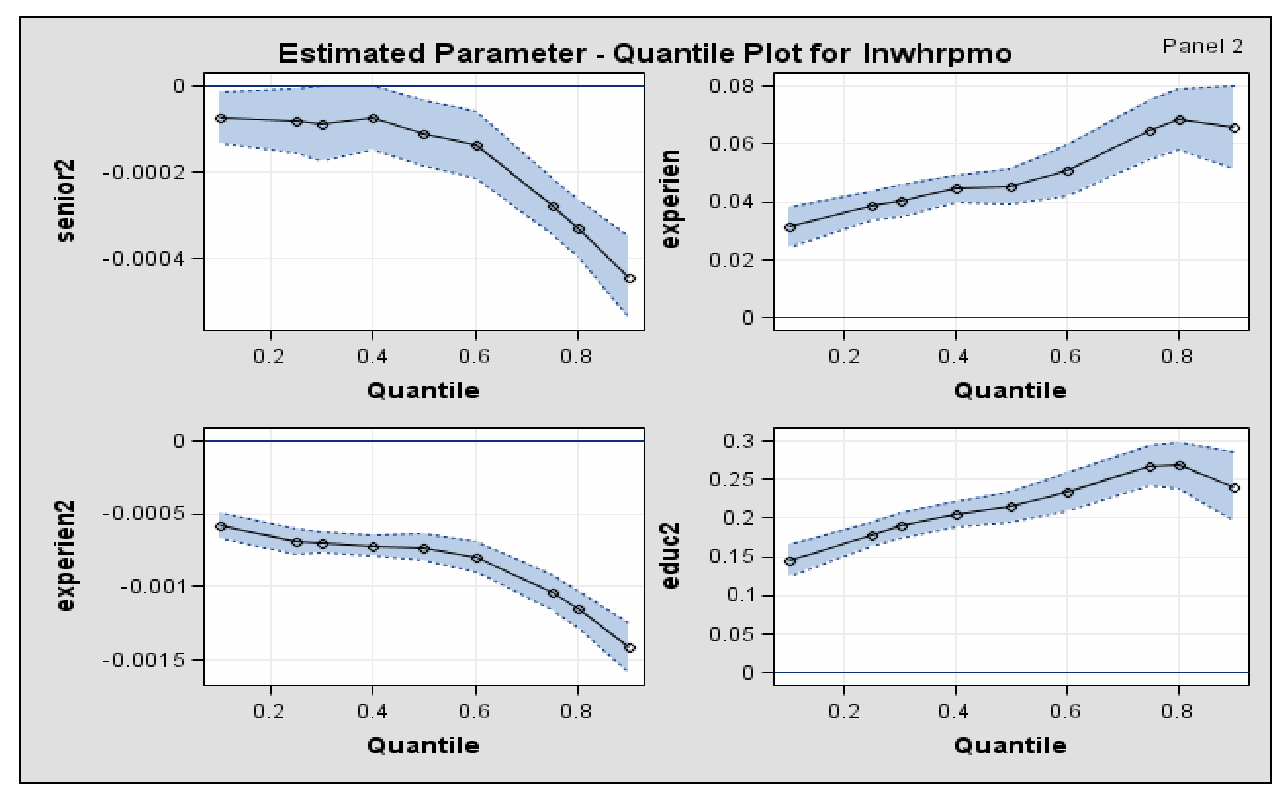
Code de la variable	Intitulé de la variable	Modalités de la variable (*si applicable*)
B1	Code identificateur du salarié	
B2	Désignation de l'unité locale où travaille le salarié sélectionné	
B3	Sexe	M = Masculin ; F = Féminin.
B4	Année de naissance	
B5	Naissance avant / après le 31 octobre	avant = 0 ; après = 1
B6	Etat matrimonial	célibataire = 1 ; marié(e) = 2 ; veuf(ve) = 3 ; divorcé(e) / légalement séparé(e) = 4
B7	Pays de résidence	Luxembourg = L ; Allemagne = D ; Belgique= B ; France = F
B8	Nationalité	Luxbg. = L ; Portugaise = P ; Italienne = I ; Française = F ; Autre UE = E ; Non UE = N
B9	Statut professionnel	ouvrier = 1 ; employé = 2 ; fonctionnaire = 3 ; apprenti/stagiaire = 4
B10	Type et mode du contrat de travail	Durée indéterminée = 1 ; Durée déterminée = 2 ; Apprentissage/stage = 3 ; Autre = 4
B11	Type et mode du contrat de travail	temps complet = 1 ; temps partiel = 2
B11a	Type et mode du contrat de travail	Prière d'indiquer en pour-cent, le nombre d'heures normalement travaillées par le salarié à temps partiel par rapport au salarié travaillant à temps complet.
B12	Ancienneté dans l'entreprise : Date du premier engagement dans l'entreprise actuelle	année
B13	Ancienneté dans l'entreprise : Date du premier engagement dans l'entreprise actuelle	mois
B14	Ancienneté dans l'entreprise : Nombre d'année d'interruption de longue durée de carrière dans l'entreprise actuelle	
B15	Ancienneté dans l'entreprise : Date de départ de l'entreprise/ de la fin du contrat de travail	Jour
B16	Ancienneté dans l'entreprise : Date de départ de l'entreprise/ de la fin du contrat de travail	Mois
B17	Le salarié est-il couvert par une convention collective?	non = 0 ; oui = 1
B18	Plus haut niveau d'enseig-nement achevé	
B19	Désignation exacte de la profession	
B20	Supervision	non = 0 ; oui = 1
B21	Code de la profession	
B22	Durée de travail mensuel : Nombre d'heures normales de travail par mois	
B23	Durée de travail mensuel : Nombre total des heures payées par l'employeur	
B23a	Durée de travail mensuel : dont : Nombre d'heures supplémentaires payées	
B24	Rémunération brute mensuelle payée par l'employeur : (hors: paiements effectués par la Sécurité sociale en cas de congé de maladie/maternité, avantages en nature, indemnités de licenciement))	
B25	Rémunération brute mensuelle payée par l'employeur : dont : Montants liés aux heures supplémentaires (indiquez ici la	

Code de la variable	Intitulé de la variable	Modalités de la variable (*si applicable*)
	rémunération de base+la majoration)	
B25a	Rémunération brute mensuelle payée par l'employeur : dont : Primes et paiements spéciaux pour travail posté, de nuit, de week-end (indiquez seulement la majoration)	
B26	Part salariale des charges légales : Cotisations sociales obligatoires part salariale (y compris assurance dépendance)	
B27	Part salariale des charges légales : Impôt à la source au titre de l'impôt sur le revenu opérée par l'employeur (hors les dépenses fiscalement déductibles)	
B28	Rémunération brute annuelle en 2002 : Nombre de semaines auxquelles se rapporte la rémunération brute annuelle	
B29	Rémunération brute annuelle en 2002 : Rémunération brute annuelle payée par l'employeur (hors: paiements effectués par la Sécurité sociale en cas de congé de maladie, avantages en nature, indemnités de licenciement)	
B30	Rémunération brute annuelle en 2002 : Rémunération brute annuelle payée par l'employeur (hors: paiements effectués par la Sécurité sociale en cas de congé de maladie, avantages en nature, indemnités de licenciement) : dont : primes périodiques (pécules de vacances, 13e et 14e mois)	
B31	Rémunération brute annuelle en 2002 : Rémunération brute annuelle payée par l'employeur (hors: paiements effectués par la Sécurité sociale en cas de congé de maladie, avantages en nature, indemnités de licenciement) : dont : primes de productivité, de performance individuelle	
B32	Rémunération brute annuelle en 2002 : Rémunération brute annuelle payée par l'employeur (hors: paiements effectués par la Sécurité sociale en cas de congé de maladie, avantages en nature, indemnités de licenciement) : dont : primes de performance collective, participation au bénéfice	
B33	Rémunération brute annuelle en 2002 : Avantages en nature	
B34	Nombre total de jours d'absences en 2002 : Nombre de jours de congé de récréation effectivement pris (jours fériés exclus)	
B35	Nombre total de jours d'absences en 2002 : Congé parental	temps partiel = 1 ; plein temps = 2
B35a	Nombre total de jours d'absences en 2002 : Congé parental	Indiquez le nombre de mois en 2002
B36	Nombre total de jours d'absences en 2002 : Nombre total de jours de congé de maladie et de maternité	
B37	Nombre total de jours d'absences en 2002 : Nombre total de jours de congé de maladie et de maternité : dont : Nombre de jours payés par l'employeur déduction faite des jours d'absence payés/restitués par la Sécurité sociale	
B38	Nombre total de jours d'absences en 2002 : Nombre de jours d'absences pour formation professionnelle continue (exprimés en journées entières)	

Annexe 3: Résultats complémentaires sur les régressions quantiles, interquantiles et sur les calculs des rendements marginaux

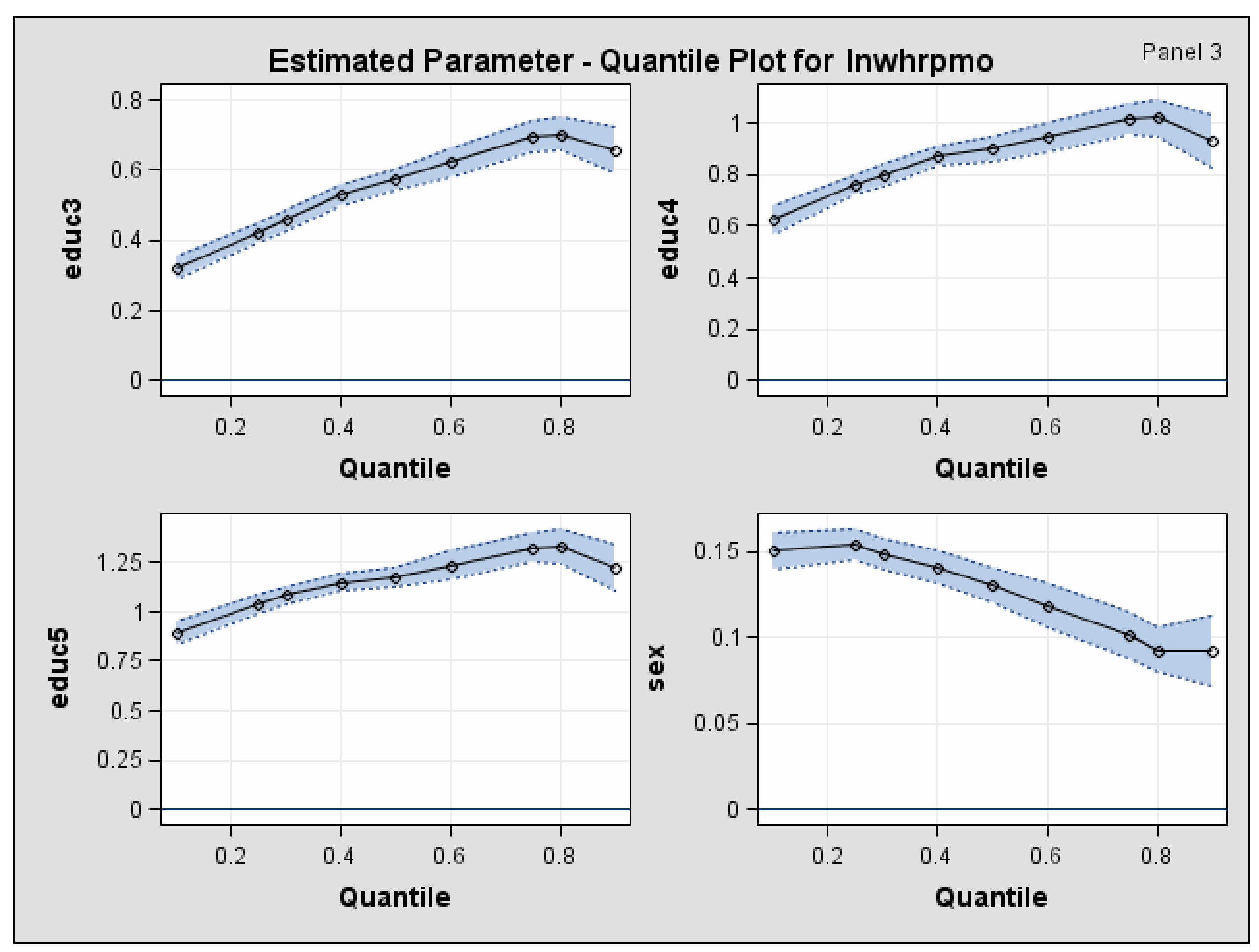
Effets estimés des coefficients des variables explicatives sur chaque quantile et intervalles de confiance (modèle hommes et femmes confondus)





Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

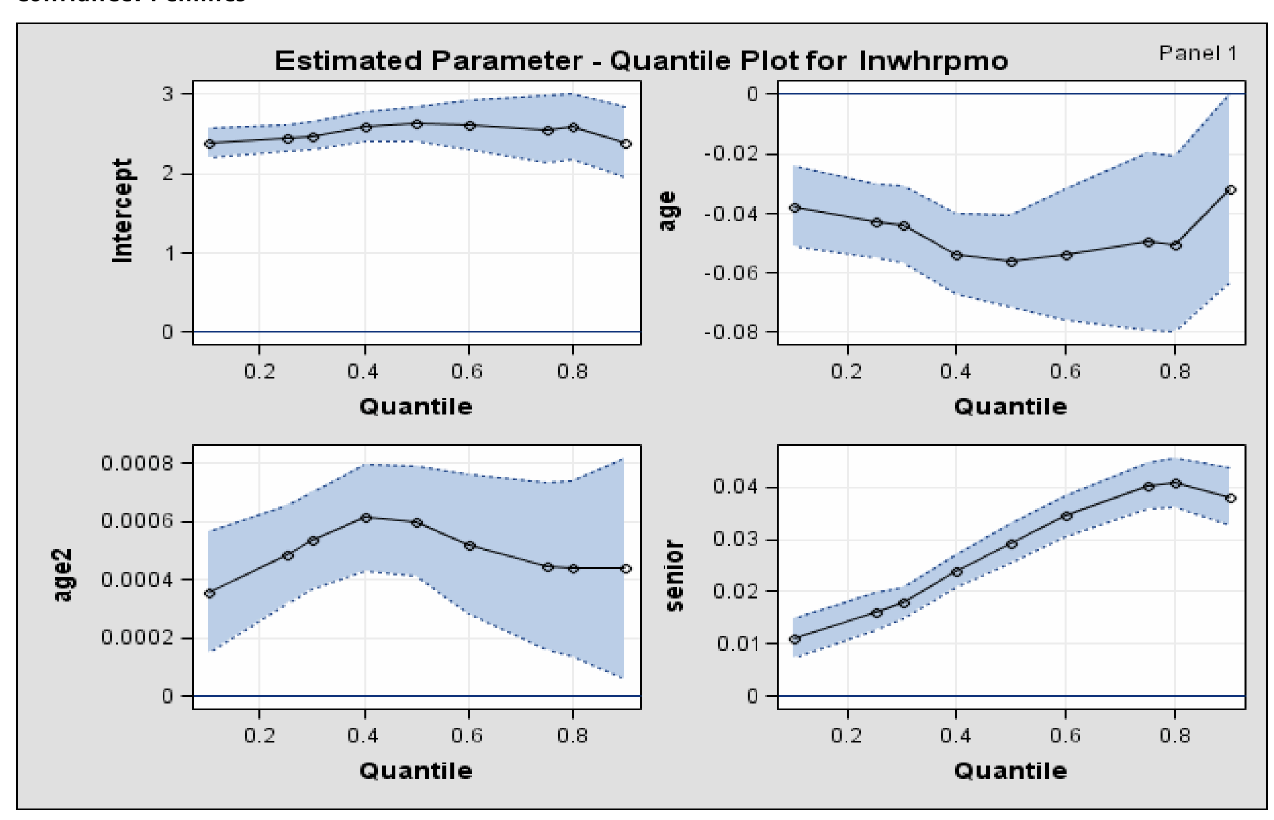
Effets estimés des coefficients des variables explicatives sur chaque quantile et intervalles de confiance (modèle hommes et femmes confondus)

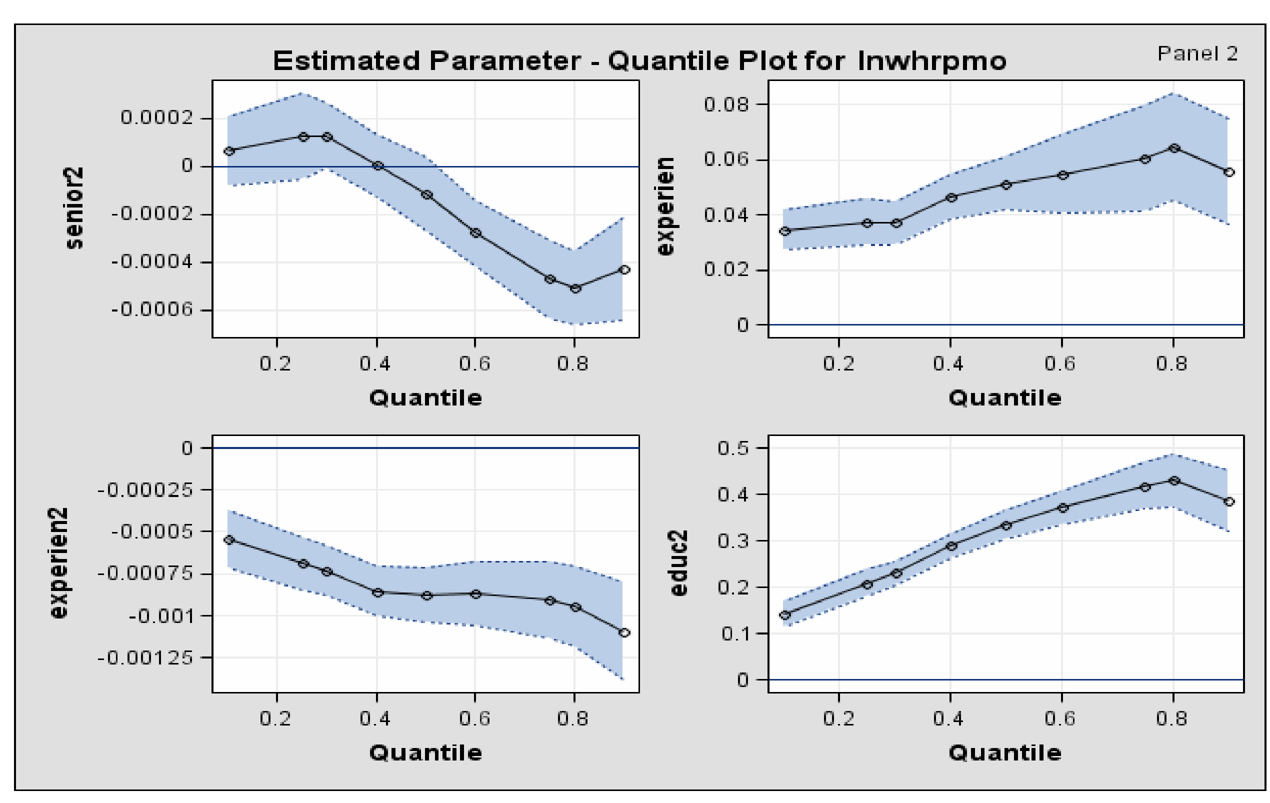


Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Pour les femmes

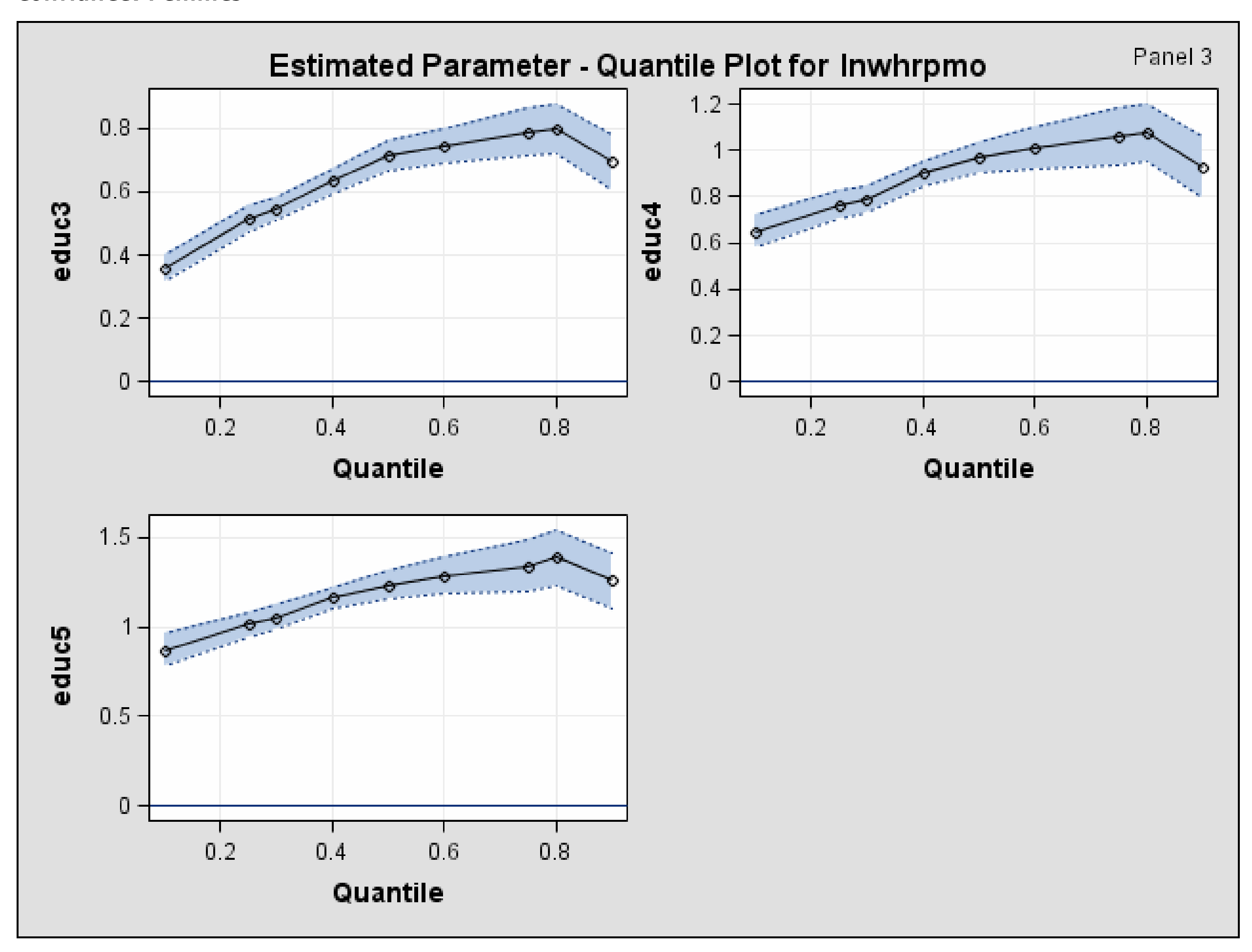
Effets estimés des coefficients des variables explicatives sur chaque quantile et intervalles de confiance: Femmes





Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

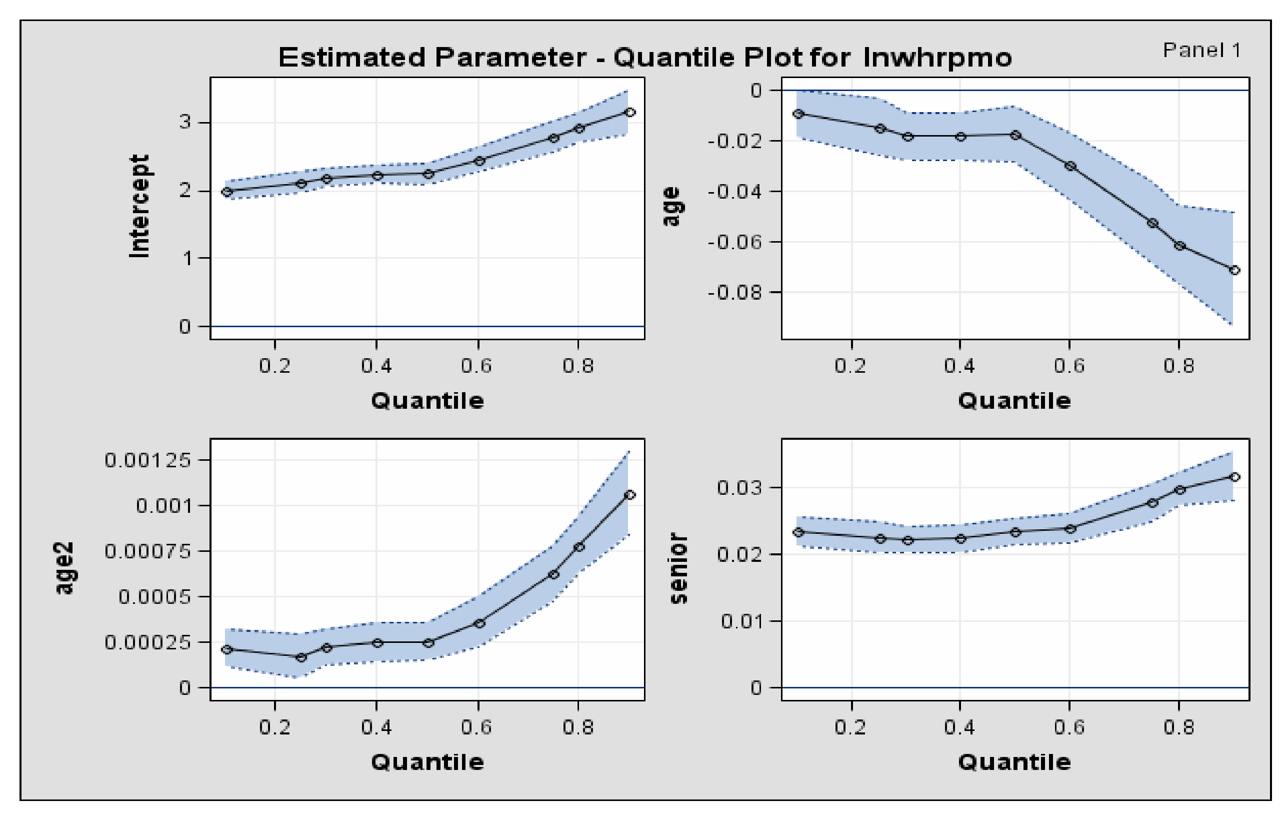
Effets estimés des coefficients des variables explicatives sur chaque quantile et intervalles de confiance: Femmes

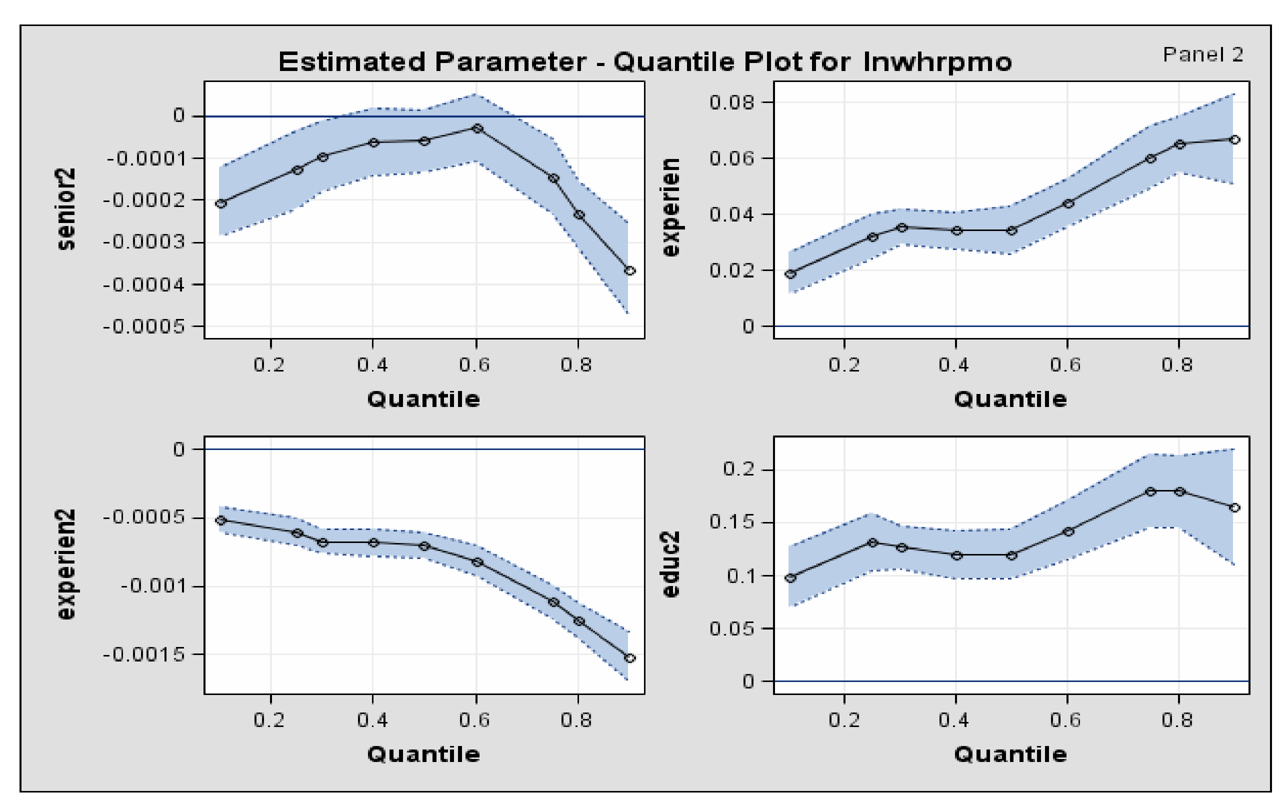


Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Pour les hommes

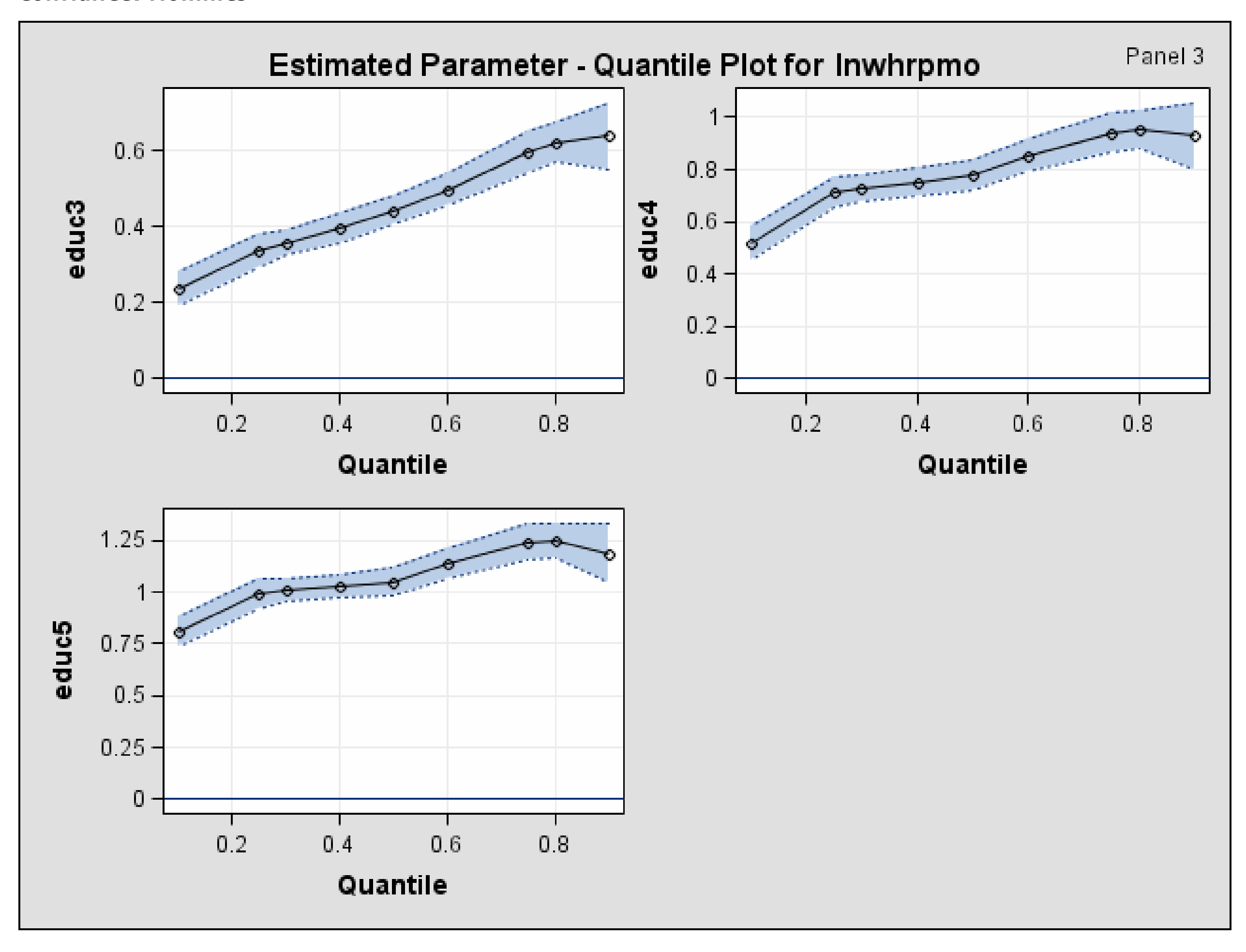
Effets estimés des coefficients des variables explicatives sur chaque quantile et intervalles de confiance: Hommes





Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Effets estimés des coefficients des variables explicatives sur chaque quantile et intervalles de confiance: Hommes



Source: STATEC, Enquête sur la Structure des Salaires 2002

Annexe 4: Analyses économétriques (PSELL3/EU-SILC)

Salaire horaire brut des hommes et des femmes selon les caractéristiques propres aux salariés, les caractéristiques de l'emploi actuellement occupé et les caractéristiques de l'entreprise

	Ensemble (euro)	Hommes (euro)	Femmes (euro)	Rapport Femmes/Hommes
Ensemble	16,9	18,6	14,7	79,3
Caractéristiques propres au salarié				
Nationalité				
Luxembourgeois	18,7	20,3	16,6	81,8
Portugais	11,4	12,0	10,5	86,9
Etrangers UE15	20,0	22,5	16,0	71,3
dont Belges	21,6	23,0	19,2	83,7
dont Français	16,9	18,3	15,3	83,8
dont Allemands	18,5	19,5	17,2	88,1
dont Italiens	17,2	19,4	14,1	73,1
Autres étrangers	11,9	11,4	12,3	107,9
Situation matrimoniale				
Célibataire	14,7	14,6	14,7	100,6
Marié	17,8	19,9	14,7	73,9
Veuf/divorcé/séparé	18,0	22,0	14,9	67,9
Niveau de formation initiale le plus élevé achevé				
Inférieur ou équivalent au primaire	11,9	12,9	10,7	83,1
Technique inférieur/CCM/CITP	13,5	13,8	13,1	94,7
CATP	15,6	16,9	13,6	80,4
Secondaire général inférieur	20,1	23,8	16,6	69,8
Secondaire technique supérieur	18,1	18,7	17,1	91,6
Secondaire général supérieur	22,7	28,6	16,6	58,0
Bac+2/3	21,3	23,8	18,9	79,5
Bac+4/5 et +	25,8	28,6	21,0	73,7
Formation professionnelle continue*				
N'a jamais suivi de formation professionnelle continue	14,6	15,8	12,9	81,1
A suivi au moins une fois une formation professionnelle continu	21,1	23,1	18,0	78,2
Utilisation d'un ordinateur				
N'utilise pas d'ordinateur	11,7	12,6	10,6	83,7
Utilise un ordinateur	19,3	21,0	16,9	80,7
Capacités linguistiques*				
Bonne maîtrise des langues**	20,1	22,1	17,4	78,9
Autres	14,5	16,0	12,3	77,0
Expérience professionnelle totale				
0-5 ans	13,0	13,4	12,7	94,4
6-10 ans	14,8	14,3	15,3	107,0
11-15 ans	17,1	20,2	13,9	69,1
16-20 ans	17,3	18,6	15,8	85,3
21-25 ans	18,0	20,0	15,2	75,8
26-30 ans	19,2	21,4	15,5	72,4
31 ans et +	19,3	20,4	14,8	72,7
Ancienneté dans l'entreprise actuelle				
0-4 ans	13,8	14,5	13,0	90,2
5-10 ans	17,3	19,2	15,1	78,8
11-20 ans	18,8	20,8	16,1	77,4
21-30 ans	19,9	21,9	16,1	73,5
31 ans et +	21,4	22,0	-	-
Caractéristiques liées à l'emploi occupé				
Groupe de profession				
Professions supérieures	31,2	35,1	22,6	64,6
Professions intellectuelles et scientifiques	24,5	25,6	21,8	85,2
dont Professions intellectuelles et scientifiques/ domaine technique et scientifique	29,2	30,3	-	-
dont Professions intellectuelles et scientifiques/ domaine administratif et enseignement	20,9	21,2	20,5	96,7
Professions intermédiaires	21,4	23,1	19,2	83,4
dont Professions intermédiaires/ domaine technique et scientifique	20,6	20,6	20,8	101,0
dont Professions intermédiaires/ domaine finances administratif et social	21,3	24,0	18,7	77,9
Employés de type administratif	16,1	17,4	15,3	87,6
Personnel de services	12,0	12,8	11,6	90,0
dont Personnel restauration/soignant	13,2	13,7	12,8	93,8
dont Vendeurs	10,5	11,4	10,0	88,0
Ouvriers qualifiés	13,3	13,6	9,2	67,6
dont Ouvriers bâtiment/artisans	13,5	13,6	-	-
dont Ouvriers assemblage/conducteurs machines	13,3	13,9	-	-
Ouvriers et employés non qualifiés	11,1	12,7	10,4	82,1

	Ensemble (euro)	Hommes (euro)	Femmes (euro)	Rapport Femmes/Hommes
Ensemble	16,9	18,6	14,7	79,3
Supervision et intervention sur salaire d'autres personnes				
Ne supervise pas ni ne peut intervenir sur les salaires d'autres p	15,7	16,8	14,3	85,0
Supervise et peut intervenir sur les salaires d'autres personnes	25,7	27,2	20,7	75,9
Temps de travail				
Travail à temps plein	17,4	18,6	14,8	79,5
Travail à temps partiel	15,0	-	14,7	-
Type de contrat de travail				
Contrat à Durée Indéterminée	17,3	18,9	14,8	78,4
Contrat à Durée Déterminée	12,8	11,9	13,7	115,1
Heures supplémentaires				
Ne fait pas régulièrement d'heures supplémentaires rémunérées	17,2	19,2	14,7	76,7
Fait régulièrement des heures supplémentaires rémunérées	14,8	14,7	15,0	102,1
Caractéristiques liées à l'entreprise				
Secteur d'activité de l'entreprise				
Industrie et agriculture	19,5	20,4	14,7	72,1
Construction	12,3	12,3	13,3	108,3
Commerce	12,1	13,0	11,2	85,7
Hôtels/restaurants/cafés	10,6	11,9	8,7	73,2
Transports et communications	19,0	21,1	13,9	65,6
Secteur financier	24,6	27,9	19,7	70,6
Services aux entreprises	15,9	20,4	12,1	59,6
Administration publique	16,3	16,8	15,7	93,3
Education	19,4	22,5	18,2	80,8
Santé	18,9	24,5	17,4	71,0
Autres services	13,8	16,1	12,3	76,3
Taille de l'entreprise				
1-10 personnes	14,3	16,3	12,7	77,9
11-50 personnes	15,4	16,1	14,7	91,8
51-200 personnes	17,5	18,4	15,6	84,8
201-1000 personnes	20,6	22,2	17,5	78,8
plus de 1000 personnes	21,5	23,4	17,7	75,6

* Ces informations ne concernent pas l'entièreté du champ d'analyse. Les immigrés nouvellement inscrits au système de sécurité sociale en 2005 et étant enquêtés en 2005 dans le panel n'ont pas été recensés sur ces caractéristiques. Le champ de cette population fait l'objet d'une actualisation régulière dans le panel par le biais de l'introduction annuelle d'un nouvel échantillon représentatif des nouveaux inscrits dans le panel de base.

** On entend par "bonne maîtrise des langues" le fait d'avoir déclaré comprendre, parler et écrire sans aucune difficulté, ou avec seulement quelques difficultés, les quatre langues suivantes : luxembourgeois, allemand, français et anglais.

- : effectifs insuffisants pour estimer un salaire horaire moyen avec précision.

Champ : résidents ouvriers et employés de statut privé

Source : PSELL3 – 2005 – CEPS/INSTEAD

Guide de lecture : en moyenne, parmi les ouvriers et employés de statut privé, résidant au Luxembourg en 2005, les femmes perçoivent un salaire horaire (salaire mensuel brut avec les heures supplémentaires mais sans les primes, par nombre d'heures effectivement prestées dans le mois, y compris les heures supplémentaires rémunérées) de 14,7 euros alors que celui des hommes se situe à 18,6 euros. Le salaire horaire brut moyen des femmes représente donc 79,3% du salaire horaire brut moyen des hommes (soit (14,7 euros/18,6 euros)*100. Un rapport supérieur à 100 indique une rémunération horaire moyenne des femmes supérieure à celle des hommes ; inversement, un rapport inférieur à 100 indique une rémunération horaire moyenne des hommes supérieure à celle des femmes.

Annexe 5: Analyses économétriques (PSELL3/EU-SILC)

Deux approches théoriques ont souvent été utilisées pour expliquer les différences salariales: la théorie du capital humain et la théorie de la discrimination. Dans la théorie du capital humain, les différences entre hommes et femmes s'expliquent par les différences de productivité, reflétées par des différences de capital humain: les femmes sont moins bien rémunérées que les hommes parce qu'elles ont connu des interruptions de carrière, ont moins d'ancienneté dans l'entreprise, des niveaux de formation moins élevés, etc. Dans la théorie de la discrimination, à capacités productives identiques, les femmes ne seraient pas rémunérées de la même manière que les hommes.

Récapitulatif des facteurs retenus dans l'analyse et des hypothèses associées dans la détermination des salaires

Facteur	Caractéristiques (réf. = caractéristique de référence)	Hypothèse
Sexe	Hommes (réf.) Femmes	Les femmes sont sous-payées par rapport aux hommes (Théorie du signal, théorie du dualisme, théorie du Job Search).
Nationalité	Luxembourgeois (réf.) Portugais Etrangers originaires de l'Union européenne des 15 Autres étrangers	Les étrangers sont moins bien rémunérés que les résidants de nationalité luxembourgeoise (Théorie du signal, théorie du dualisme, théorie du Job Search).
Niveau de formation*	Inférieur ou équivalent au primaire (réf.) Technique inférieur/CCM/CITP CATP Secondaire général inférieur Secondaire technique supérieur Secondaire général supérieur Bac+2/3 Bac+4/5 et +	Plus le niveau d'études est élevé, plus la main-d'œuvre est compétente et bien rémunérée (Théorie du salaire d'efficience, théorie du signal, théorie du dualisme, théorie du Job Search).
Expérience professionnelle Totale	Moins de 6 ans (réf.) Entre 6 et 15 ans Entre 16 ans et 20 ans Entre 21 et 25 ans Entre 26 et 30 ans 31 ans et plus	Plus l'expérience professionnelle (capital humain général) augmente, plus le salaire est valorisé (Théorie du capital humain, théorie des marchés internes, théorie du Job Search, théorie du salaire d'efficience, théorie insider/outsider).
Ancienneté dans l'entreprise	Moins de 5 ans (réf.) Entre 5 et 10 ans Entre 11 et 20 ans Entre 21 et 30 ans 31 ans et plus	Plus l'ancienneté dans l'entreprise (capital humain spécifique) augmente, plus le salaire augmente (Théorie du capital humain, théorie des marchés internes).
Profession	Professions supérieures Professions intellectuelles et scientifiques / domaine technique et scientifique Professions intellectuelles et scientifiques / domaine administratif et enseignement Professions intermédiaires / domaine technique et scientifique Professions intermédiaires / domaine finances administratif et social Employés de type administratif Personnel restauration/soignant Vendeurs Ouvriers qualifiés bâtiment/artisans Ouvriers qualifiés assemblage Ouvriers et employés non qualifiés (réf.)	Les salaires sont croissants avec la classification hiérarchique des professions (Théorie du dualisme, théorie du salaire d'efficience).
Facteur	Caractéristiques (réf. = caractéristique de référence)	Hypothèse
Supervision d'autres salariés	Pas de supervision et d'intervention sur les salaires d'autres salariés (réf.) Supervision et intervention sur salaires d'autres salariés	Les responsabilités d'encadrement sont gratifiées financièrement (théorie insider/outsider).

Type de contrat de travail	A un contrat à durée déterminée A un contrat à durée indéterminée (réf.)	D'un côté, la signature d'un contrat à durée déterminée a souvent valeur de période d'essai (le fait d'avoir un CDD devrait donc agir négativement sur le niveau du salaire) mais d'un autre côté, il peut aussi être le signe d'un contrat temporaire, intérimaire, ces derniers étant soit mieux ou moins bien rémunérés selon les spécialisations recherchées par les entreprises.
Secteur d'activité de l'entreprise	Industrie et agriculture Construction Commerce Hôtels/restaurants/cafés (réf.) Transports et communications Secteur financier Services aux entreprises Administration publique Education Santé Autres services	Certains secteurs de l'économie sont plus rémunérateurs que d'autres, notamment en fonction des profits réalisés (Théorie du rent-sharing). Certaines entreprises ont tendance à attirer ou retenir leurs salariés par des salaires élevés, pour à terme, augmenter la productivité et le profit de l'entreprise (Théorie du salaire d'efficience).
Taille de l'entreprise	Moins de 10 salariés (réf.) Entre 11 et 50 salariés Entre 51 et 200 salariés Entre 201 et 1000 salariés Plus de 1000 salariés	Plus la taille de l'entreprise est importante: - moins le contrôle des salariés est facile et plus les salaires sont élevés (Théorie du salaire d'efficience pour une main-d'œuvre qualifiée) - et plus il y a d'accroissement de la productivité et donc de fortes rétributions (Théorie des économies d'échelle).
Système de rémunération par des heures supplémentaires	N'effectue pas d'heures supplémentaires rémunérées (réf.) Effectue des heures supplémentaires rémunérées	La pratique d'heures supplémentaires rémunérées justifierait un salaire de base sous-estimé car tenant compte de cet avantage.
Système de rémunération par des primes	Ne bénéficie pas de primes (réf.) Bénéficie de primes	La pratique et la rémunération par des primes justifierait un salaire de base sous-estimé car tenant compte de cet avantage.

* D'autres caractéristiques comme le fait d'avoir suivi au moins une fois une formation professionnelle continue, le fait d'avoir exercer un emploi pendant les études ou des jobs d'été, le fait d'avoir été confronté à une période de recherche d'emploi plus ou moins longue avant d'avoir exercé son premier emploi ou le fait d'avoir connu une période de recherche d'emploi, l'utilisation régulière d'un ordinateur, les capacités linguistiques rendent également compte des compétences des individus.